



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

정책학석사 학위논문

지방자치단체 복지정책의 효과에 대한 연구:

출산장려금 정책을 중심으로

2018년 2월

서울대학교 행정대학원

행정학과 정책학 전공

문 소 영

지방자치단체 복지정책의 효과에 대한 연구:

출산장려금 정책을 중심으로

지도교수 홍 준 형

이 논문을 정책학석사 학위논문으로 제출함
2017년 9월

서울대학교 행정대학원
행정학과 정책학 전공
문 소 영

문소영의 석사학위논문을 인준함
2017년 12월

위 원 장	_____ 김 순 은 _____	(인)
부위원장	_____ 고 길 곤 _____	(인)
위 원	_____ 홍 준 형 _____	(인)

국 문 초 록

본 연구의 목적은 지방자치단체별로 실행하는 복지정책 중 출산장려금이 출산율과 인구 이동에 미치는 영향을 실증 분석함으로써, 저출산·고령화 문제를 해결하기 위해 확산되어가는 출산장려금이라는 정책수단이 효과적으로 작동하고 있는지 밝히고자 한다.

출산장려금 정책이 본격적으로 사용되기 시작한 2005년부터 2016년까지 출산장려금 정책을 실시하고 있는 전국 213개 지방자치단체를 대상으로 패널데이터를 구축한 뒤, 고정효과모형을 이용한 회귀분석을 실시한다. 정책의 효과성은 출생율의 측면과 인구 이동의 측면에서 살펴보았고, 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 합계출산율과 총 출생아 수에 대한 출산장려금의 효과는 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미쳤다. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금의 총합을 측정하는 두 가지 방법(단순합과 출생순위 별 비율을 곱하는 가중합 방식) 모두에서 합계출산율과 총 출생아 수가 증가하였다. 하지만 출산이란 한 명의 인간이 태어남을 의미하므로, 영향력의 크기를 해석할 때 유의해야한다.

둘째, 출생 순위별 보통출산율에 대한 출산장려금의 효과는 첫째아이의 경우 통계적으로 유의미하지 않았으나, 둘째아이와 셋째아이의 보통출산율에는 유의미한 정(+)의 영향을 미쳤다. 이는 출산장려금 정책이 자녀 출산을 고려하지 않은 부부의 태도를 변화시키기보다 아이를 낳으려고 계획했던 가정에서 출산 시기를 앞당기는 효과만 불러온 것이라 생각된다.

셋째, 출산 담당 연령층(만 20세 ~ 만 49세)의 전입과 순이동에 대한 출산장려금의 효과는 유의미하지 않았으나, 두 변수 간 시차가 길어진 경우에는 유의미한 정(+)의 영향이 있었다. 지방자치단체에서 각기 다른 수준으로 제공하는 공공서비스인 출산장려금은 ‘티부모델’에서 예측한대로 ‘발에 의한 투표’가 나타나지 않았다.

넷째, 유아(0세 ~ 5세)의 전출에 대한 출산장려금의 효과는 한정적인

기간만 유아의 전출을 억제하였다. 출산장려금액이 많더라도 양육환경이 미비하거나, 지역 내에서 구직활동이 쉽지 않은 지방자치단체에서는 고액의 출산장려금만 받고 지역을 떠나는 ‘먹튀’현상이 나타났다.

금전지원(일시금, 분할금, 또는 둘의 혼용 지급 형태)으로 출산에 따른 비용을 직접적으로 감소시키는 출산장려금 정책은 경제적 유인만으로 저출산 문제를 해결하려는 정부의 부끄러운 자화상이다. 지방자치단체의 한정된 재정이 낭비되는 것을 막고, 저출산·고령화 문제를 해결하기 위한 적절한 대안을 모색하는 논의의 기초를 제공한 것이 본 연구의 시사점이다.

주요어: 지방자치단체, 출산장려금, 합계출산율, 출생순위별 보통출산율, 인구이동, 티부모형

학번: 2015-24351

목 차

제 1장 서 론	1
제 1절 연구의 목적과 필요성	1
제 2절 연구 범위와 방법	4
제 2장 출산장려금 정책의 개관	6
제 1절 저출산 문제점과 대응	6
제 2절 출산장려금 정책의 의의	11
1. 출산장려금 개념	11
2. 출산장려금 정책의 타당성	12
제 3절 지방자치단체의 출산장려금 정책 현황	16
1. 지방자치단체의 출산장려금 정책 도입 배경	16
2. 지방자치단체의 출산장려금 현황	17
제 3장 이론적 논의 및 선행연구 검토	19
제 1절 티부 모형(Tiebout Model)	19
제 2절 해외 선행연구 검토	21
제 3절 국내 선행연구 검토	23
1. 출산율 영향 요인에 관한 선행연구	23
2. 출산장려금 효과 선행연구	27
3. 인구이동에 관한 선행연구	33
제 4절 선행연구의 한계점	35
제 4장 연구설계 및 분석방법	37
제 1절 연구의 분석틀	37

제 2절 연구가설	39
제 3절 분석 대상과 분석 방법	45
1. 분석 대상	45
2. 분석 방법	47
제 4절 변수 설정	50
1. 종속변수	50
1) 합계출산율과 총 출생아 수	50
2) 출생 순위별 보통출산율	51
3) 출산 담당 연령대의 전입자 수와 순이동자 수	51
4) 유아(0세 ~ 5세) 전출자 수	52
2. 독립변수	52
1) 출산장려금합	52
2) 출생 순위별 출산장려금	53
3. 통제 변수	53
1) 인구통계학적 요인	54
2) 경제적 요인	54
3) 사회적 요인	56
제 5장 출산장려금 정책의 효과 분석	58
제 1절 기술통계 분석	58
1. 종속변수 : 연도별 기초통계량	58
2. 독립변수 : 연도별 기초통계량	66
3. 패널데이터 기초통계량	71
제 2절 상관관계 분석	77
제 3절 실증분석 결과	82
1. 출산장려금과 합계출산율 간의 관계	82
2. 출산장려금과 총 출생아 수 간의 관계	88
3. 출산장려금과 출생순위 별 보통출산율 간의 관계	92
4. 출산장려금과 출산담당 연령층의 전입자 수의 관계	98

5. 출산장려금과 출산담당 연령층의 순이동자 수의 관계	100
6. 출산장려금과 유아 전출자 수의 관계	103
 제 6장 결론	 105
제 1절 연구 결과 요약 및 함의	105
제 2절 연구의 한계 및 향후 과제	112
 참 고 문 헌	 114
Abstract	123

표 목 차

[표 1.] 메시지로 본 가족계획 표어	12
[표 2.] 기초자치단체 출산장려금 지원 현황	18
[표 3.] 현금지원 영향 요인에 관한 선행 연구	22
[표 4.] 출산율 영향 요인에 관한 선행 연구	26
[표 5.] 출산장려금 효과 관련 선행 연구	31
[표 6.] 인구 이동에 관한 선행 연구	34
[표 7.] 가설 정리	43
[표 8.] 출산장려금 시행 기초자치단체	46
[표 9.] 변수 설명	56
[표 10.] 지방자치단체의 연도별 합계출산율 (단위: 명)	59
[표 11.] 지방자치단체의 연도별 총 출생아 수 (단위: 명)	60
[표 12.] 지방자치단체의 연도별 첫째아이 보통출산율 (단위: 명)	61
[표 13.] 지방자치단체의 연도별 둘째아이 보통출산율 (단위: 명)	62
[표 14.] 지방자치단체의 연도별 셋째아이 보통출산율 (단위: 명)	63
[표 15.] 지방자치단체의 연도별 출산담당 연령층 전입인구 수 (단위: 명)	64
[표 16.] 지방자치단체의 연도별 출산담당 연령층 순이동자 수 (단위: 명)	65
[표 17.] 지방자치단체의 연도별 유아 전출자 수 (단위: 명)	66
[표 18.] 지방자치단체의 연도별 출산장려금 단순합 (단위: 천원)	67
[표 19.] 지방자치단체의 연도별 출산장려금 가중합 (단위: 천원)	68
[표 20.] 지방자치단체의 연도별 첫째아이 출산장려금 (단위: 천원)	69
[표 21.] 지방자치단체의 연도별 둘째아이 출산장려금 (단위: 천원)	70
[표 22.] 지방자치단체의 연도별 셋째아이 출산장려금 (단위: 천원)	71
[표 23.] 패널데이터 기초통계량	72
[표 24.] 상관관계	79
[표 25.] 합계출산율 효과분석(출산장려금 단순합일 때)	84

[표 26.]	합계출산율 효과분석(출산장려금 가중합일 때)	87
[표 27.]	총 출생아 수 효과분석(출산장려금 단순합일 때)	89
[표 28.]	총 출생아 수 효과분석(출산장려금 가중합일 때)	91
[표 29.]	첫째아이 보통출산율 효과분석	93
[표 30.]	둘째아이 보통출산율 효과분석	95
[표 31.]	셋째아이 보통출산율 효과분석	97
[표 32.]	출산담당 연령층의 전입자 수 효과분석	99
[표 33.]	출산담당 연령층의 순이동자 수 효과분석	102
[표 34.]	유아 전출자 수 효과분석	103
[표 35.]	해남군, 영암군, 함평군 유아 인구 추이	108
[표 36.]	가설 채택 여부	111

그림 목 차

[그림 1.] 1970년 ~ 2014년 한국과 OECD 회원국 평균 합계출산율 변화	7
[그림 2.] 2014년 OECD 35개 회원국 합계출산율	8
[그림 3.] 2004년 ~ 2015년 출생아 수 및 합계출산율	9
[그림 4.] 연구 분석틀	38

제 1장 서 론

제 1절 연구의 목적과 필요성

본 연구의 목적은 지방자치단체가 실시하는 복지정책 중 출산장려금 정책의 효과를 분석하는데 있다. 우리나라는 1991년 기초지방의회 및 광역지방의회 선거 이후, 1995년 전국동시지방선거를 통해 지역주민이 지방의회의원과 지방자치단체장을 직접 선출하면서 본격적인 지방자치가 시작(임승민, 2005)되었다. 지방자치제도가 진전되면서 각 자치단체들은 지역 주민의 행정수요를 파악하여 독자적인 정책을 기획하고 수행하기 위해 노력하였고, 이에 따라 지방자치단체가 제공하는 공공정책의 내용과 성과에 대한 관심이 증가하였다.

우리나라는 최근 몇 년 간 전 세계적으로 출산율이 가장 낮은 국가 중 하나이다. 통계청에 따르면 2016년 출생아는 40만 6천 300명으로 2015년 보다 7.3% 감소하였고, 출산율은 1.17명으로 경제협력개발기구(OECD) 35개 회원국 중 꼴찌를 기록하였다. 저(低)출산은 총인구 감소와 생산가능인구 감소로 국가의 잠재경제성장률을 약화시키고, 후속 세대에게 재정 부담을 증가시키는 등 다양한 사회문제를 불러일으킨다.

세계 다른 나라와 비교해봤을 때, 우리나라 저출산 현상이 갖는 가장 큰 문제는 인구 규모의 감소가 아니라 인구 구조의 변화이다. 저출산 현상과 동시에 고령화가 빠르게 진행하고 있고, 복지정책에 대한 비용부담자와 수혜자의 분포가 세대 간 갈등으로 이어지고 있다. 여기에 인구감소 속도가 지역별로 상이하여 중앙정부에 의한 표준화된 정책으로는 각 지방자치단체 주민들의 인구정책에 대한 요구를 충족시키기 어렵다.

2005년 이후 지속적으로 낮은 출산율을 기록하고 있는 우리나라는 저출산 문제를 해결하기 위해 다양한 정책을 시행하고 있다. 저출산 문제에 대응하여 정부가 제시한 여러 출산장려정책 중 금전적 지원 형태가

바로 출산장려금이다. 출산장려금은 2000년에 최초 도입되었지만, 본격적으로 시행된 것은 2005년부터로 정책 실행 기간이 매우 짧아 정책의 효과를 두고 엇갈리는 평가가 존재한다. 출산장려금 정책이 출산율을 높인다는 연구결과(허만형 외, 2011; 이석환, 2011; 이명석 외 2012; 이충환 외, 2013; 송헌재 외, 2013)와 출산율 증가에 효과가 없다(신효영 외, 2008; 석호원, 2011; 김민곤 외, 2016)는 의견이 존재한다. 이론적으로는 출산장려금이 출산율에 미치는 효과가 불분명함에도 불구하고 실제 전국 대부분 지방자치단체에서 출산장려금 정책을 실시하고 있어 이에 대한 실증분석이 계속되어야 한다. 또, 출산장려금 정책은 지방자치단체별로 조례를 제정하여 독자적으로 운영되기 때문에 지원 대상, 지원 금액, 지원 요건 등 정책 내용이 상이하다. 이러한 다양성은 각 지방자치단체별로 대면하고 있는 저출산으로 인한 문제의 심각성 정도가 다르기 때문으로, 저출산 및 지역 인구 구조에 대한 지방자치단체의 인식을 보여주는 극명한 사례이다.

본 연구는 출산장려금 정책에 대한 효과성을 살펴보는데 있어 우선 출산장려금이 출산율, 출생아 수, 출생순위 별 보통출산율에 미치는 영향력을 알아보고자 한다. 막대한 공적 자금이 투입되는 상황에서 정책에 대한 효과를 실증적으로 분석하는 것은 매우 중요하다. 이를 통해 출산장려금 정책의 지속성을 판단하고, 바람직한 출산장려정책을 세우는데 도움을 줄 수 있기 때문이다.

여기에 각 지방자치단체가 제공하는 다양한 출산장려금 정책이 차별성을 갖고 지역으로 인구 유입을 유도했는지 확인하고자 한다. 출산장려금 정책을 실시하는 직접적인 주체인 지방자치단체는 궁극적으로 출산율 증가를 통한 지역 내 인구증가(또는 유지)와 함께 고액의 출산장려금을 통해 전입을 통한 인구증가(또는 유지)도 목적으로 타 지역과 차별되는 출산장려금 지원을 실시하고 있다. 출산장려금이 ‘발에 의한 투표’를 일으키는 공공서비스의 성격을 갖고, 현금 지원이 지역 간 인구 이동을 일으키는 요소인지 살펴보하고자 한다.

마지막으로 출산장려금 정책을 시행하는 각 지방자치단체는 조례로 지

급 가능 요건을 명시하고 있다. 대부분 출산 전·후 거주기간에 대한 조건을 지정하고, 출산장려금 지급 방식 또한 일시 지급 방식과 분할 지급 방식을 혼용하고 있다. 이러한 노력에도 불구하고 고액의 출산장려금의 일부를 수령한 뒤, 지역에서 빠져나가는 소위 ‘먹튀 현상’이 나타나는데서 생겨난 의문이 연구의 시작점이다. 지방자치단체의 재정이 지역주민을 위해 쓰이지 못한다면 과연 자치단체가 그 정책을 지속해야 하는지에 대한 의문이 생길 수밖에 없기에 이를 밝혀보고자 한다.

제 2절 연구 범위와 방법

본 연구는 ‘해남군의 역설’에서 아이디어를 얻어 시작되었다. 전남 해남군은 2012년 이후 지속적으로 전국 시·군·구 합계출산율 1위를 달성하였지만, 오히려 해당 지역의 총 인구는 2005년 73,982명에서 2010년 65,685명, 2015년 65,184명으로 감소하였다. 비수도권의 군지역이라 노인 인구가 많아 인구 감소 추세는 어쩔 수 없지만 주목해서 살펴볼 부분은 과격적인 출산장려금 혜택 기간에 태어난 0~5세 유아의 (순)유출이 많다는 점¹⁾이다. 지방자치단체에서 제공하는 높은 출산장려금이 지역 내 출산율을 증가시키지만 총 인구는 감소시킬 수 있다는 사실을 바탕으로 출산장려금의 효과를 다양한 각도에서 살펴보고자 한다.

본 연구는 지방자치단체 복지 정책 중 출산장려금 정책의 효과를 출생율 측면, 인구 이동 측면에서 분석하는데 목적을 둔다. 연구의 공간적 범위는 세종특별자치시, 제주특별자치도를 제외한 전국 242개 시·군·자치구 중 현금 지원 사업인 출산장려금을 시행하고 있는 213개 지방자치단체를 대상으로 한다. 세종특별시를 제외한 이유는 ‘세종시 설치 등에 관한 특별법’에 따라 2012년에 출범한 기초자치단체가 없는 유일한 광역자치단체이기 때문이다. 제주특별자치도 또한 ‘제주특별자치도 설치 및 국제자유도시 조성을 위한 특별법’을 근거로 2007년부터 기존 4개의 자치단체가 폐지되었기 때문에 제외한다. 또, 2010년 경상남도 마산시, 진주시, 창원시가 통합하여 탄생한 통합창원시도 연구범위에서 제외하였다. 이 경우를 제외하고 자치단체의 지위가 변하였으나 연속성이 인정되는 경우는 연구범위에 포함하였다.

연구의 시간적 범위는 출산장려금이 본격적으로 시행된 2005년부터 2016년까지이다. 출산장려금 정책은 2002년 전라남도 함평군에서 최초로 시행되었지만, 2005년부터 지방자치단체들이 저출산을 환경제약으로 인식하고 본격적으로 제도를 도입한 시점으로 판단된다. 따라서 2005년부터 2016년까지 전국 지방자치단체를 대상으로 출산장려금과 출산율, 총

1) 세계일보, 2017.02.02. “사라지는 아이들. 출산율 1위 해남의 역설”

출생아 수, 출생순위별 출산율, 전입인구, 전출인구에 대한 패널데이터(Panel data)를 수집하였다. 시행여부와 출생순위별 출산장려금액은 자치법규정보시스템과 국가법령정보센터에서 파악하고, 보건복지부에서 매년 발간하는 지방출산장려 정책사례집과 지자체 인구정책 자료집을 통해 부족분을 보충하였다. 나머지 변수에 대해서는 국가통계포털(KOSIS)의 e-지방지표를 활용하여 재구성하였다.

본 연구는 계량적 연구방법을 중심으로 분석을 실시한다. 문헌조사를 통해 이론적 배경 및 선행연구를 검토하고, 이를 기반으로 출산장려금 정책의 효과를 분석하기 위한 모형을 구성한다. 계량적 연구방법은 다음의 분석방법을 의미한다.

첫 번째, 기술통계 분석이다. 본 연구에서 사용하는 변수들의 특성을 살피기 위해 기술통계분석을 실시한다. 두 번째, 상관관계 분석이다. 모형을 구성하는 변수들의 특성을 파악하는 기술통계 분석을 실시한 뒤, 변수들 간 상관관계 분석을 실시한다. 상관관계 분석은 변수 간 상호 연관성에 대한 통계적 유의성을 검증한다. 세 번째, 패널 자료를 이용한 회귀분석이다. 회귀분석은 변수들 간의 인과관계를 회귀식에 의한 선형방정식으로 표현하는 방법을 의미한다. 이 연구에서는 여러 변수들 간의 인과관계와 상대적 설명력을 추정하는데 고정효과모형과 확률효과모형을 사용한다. 시간을 고려한 패널회귀분석은 오차항에 대한 해석에 따라 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model)로 나뉜다. 고정효과모형은 오차항을 고정된 값을 갖는다고 여기고 더미변수로 사용하고, 확률효과모형은 오차항이 확률변수로 여겨 공분산행렬을 이용하여 일반화최소제곱(GLS)추정을 실시한다. 이 모형 중 최적모형을 찾기 위해 하우스만 검정(Hausman test)을 실시한다. 하우스만 검정은 오차항과 데이터 간 상관관계가 존재하지 않음을 영가설로 삼는다. 하우스만 검정을 통해 영가설이 기각되면 고정효과가 적합하다고 볼 수 있다. 이러한 고려를 통해 최종적으로 결정한 모형으로 변수 간 관계를 추정하였고, 연구의 이해를 위해 다른 효과모형 결과도 함께 나타냈다.

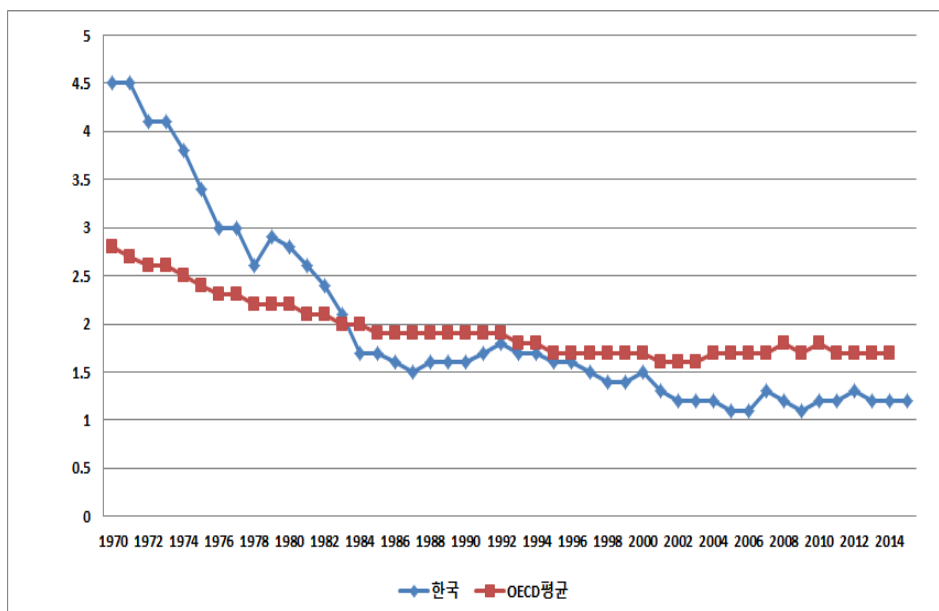
제 2장 출산장려금 정책의 개관

제 1절 저출산 문제점과 대응

OECD 조사에 따르면, 그림 1에서 확인해 볼 수 있듯이, 한국의 합계출산율(Total Fertility Rate; TFR)²⁾은 1970년 4.53명에서 1980년대 2.64명으로 거의 절반수준으로 급감하였다. 1980년 초반에 소폭의 상승이 있었지만 이후 2005년까지 지속적으로 감소하는 추세이다. 특히 2005년 우리나라 합계출산율은 1.076명으로 조사 이래 최소값을 기록했으며, 2014년까지도 인구 재생산 수준인 2.1명을 달성하지 못하고 있다. 한국은 1980년대 이후 지속적으로 OECD 35개 회원국 평균에 미치지 못하는 출산율을 기록하고 있다.

2) 합계출산율(Total Fertility Rate; TFR)은 출산 가능한 여성의 나이인 15세부터 49세까지를 기준으로, 한 여성이 평생 동안 낳을 수 있는 자녀의 수를 나타낸다. 일반적으로는 연령별 출산율의 합계, 예를 들어 지난 해 만 30세 여성이 낳은 아이의 수를 전체 만 30세 여성의 수로 나누어 연령별 출산율을 산출한 다음 이렇게 계산한 각 연령별 출산율을 모두 더하여 구한다.

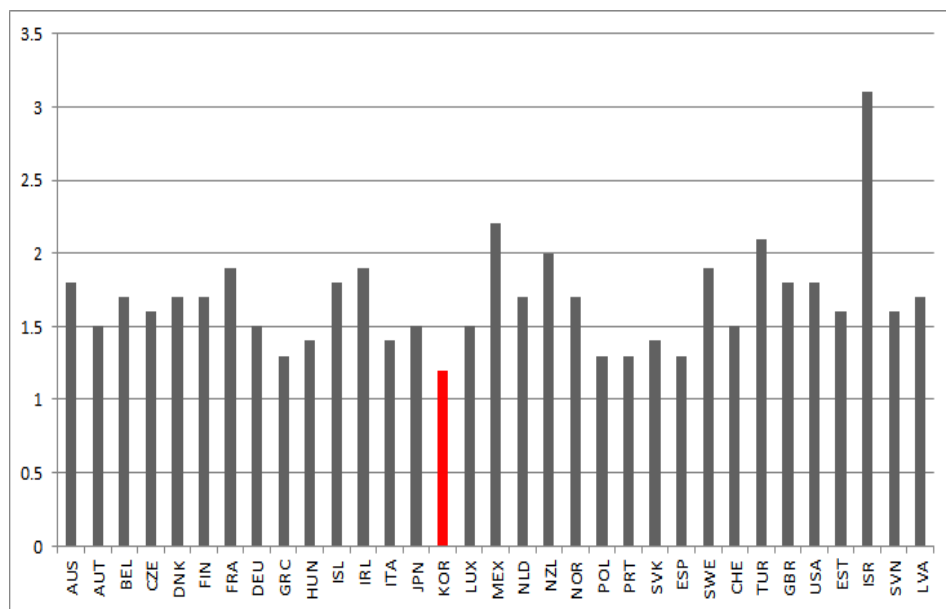
[그림 1.] 1970년 ~ 2014년 한국과 OECD 회원국 평균 합계출산율
변화



(출처 : OECD, fertility data 재구성)

2014년을 기준으로 최근 합계출산율을 비교해도 한국은 OECD 회원국 중 가장 낮은 1.2명의 출산율을 보인다. 이는 가장 높은 출산율을 보이는 이스라엘(Israel)의 3.1명에 비해 절반 이하이고, OECD 회원국 평균인 1.68명 보다 낮은 수치이다.

[그림 2.] 2014년 OECD 35개 회원국 합계출산율



(출처 : OECD, fertility data 재구성)

전 세계적으로도 한국의 출산율은 최하위권을 유지하고 있다. 미국 중앙정보국(CIA)의 ‘월드 팩트 북(The World Factbook)’에 따르면 2016년 우리나라의 합계출산율은 추정치 1.25명이다. 이는 세계 224개국 중 220위에 해당하는 수치로, 한국보다 낮은 출산율을 기록한 국가는 221위부터 홍콩(1.19명), 대만(1.12명), 마카오(0.94명), 싱가포르(0.82명) 순이다. 일본의 경우 1.41명으로 210위를 기록하였다. 문제는 우리나라 통계청이

집계한 합계출산율이 미국의 추정치보다 적은 1.17명이라는데 있다. 한국은 세계의 속도보다 더욱 빠르게 늙어가고 있다.

국내 통계청에 의하면, 2004년 이후 우리나라는 합계출산율과 출생아 수 두 영역에서 소폭의 증감을 반복하고 있다. 10년이 넘는 기간 동안 합계출산율은 인구규모의 현상유지에 필요한 대체출산율(Replacement fertility rate)인 2.1명 보다 현저하게 낮은 1.2명 언저리에 놓여있다.

[그림 3.] 2004년 ~ 2015년 출생아 수 및 합계출산율



(출처 : 통계청, 『2015년 출생통계(확정), 국가승인통계 제10103호 출생통계』)

2000년대 중반부터 출산율을 높이기 위한 출산장려정책이 정책적 이슈로 부상하였다. 2004년 정부는 저출산·고령화 문제를 국가적 아젠다로 설정하고, 2005년 ‘저출산·고령사회기본법’(05. 5. 18 제정, ’05. 9. 1 시행)’을 제정하여 대통령을 위원장으로 하는 ‘저출산·고령사회 위원회’를

출범한다. 2006년부터 보건복지부를 중심으로 범정부적 차원에서 ‘새로마지플랜’이라는 종합대책을 실시하고 있다. 2006년부터 2010년까지 출산 및 양육에 유리한 환경을 조성하고 고령사회에 대한 대응기반을 구축하려는 ‘1차 새로마지플랜’을 실시하였다. 2011년부터 2015년 사이에는 점진적인 출산율 회복과 고령사회를 대응하는 ‘2차 새로마지플랜’이 시행되었다. ‘3차 새로마지플랜’은 2015년부터 2030년까지 실시할 예정이며, OECD 국가 평균수준의 출산율을 회복하는 것이 목표이다.

출산율 증가를 위한 구체적인 출산장려대책으로는 자녀양육 및 사교육비 경감, 일·가정 양립을 위한 지원, 난임 등 출생에 대한 국가 책임 강화, 청년 일자리 및 주거대책 강화 등이 포함되어 있다. 2004년에 보육관련 국고 지원 예산이 약 4,000억 원 규모였으나, 2016년 약 52,700억 원으로 증가하는 등 정부는 저출산을 해결하기 위한 강한 의지와 지원을 보내고 있다. 매년 전국 지방자치단체를 대상으로 출산장려정책 사례집을 발간하고, 출산장려정책 우수기초자치단체를 선정하여 시상하고 있다. 2017년부터는 출산율이 높은 지방자치단체를 ‘선도 지자체’로 선정하여 지방자치단체가 자율적으로 사용할 수 있는 보통교부세 명목으로 특별교부세를 시행할 예정이다. 하지만 출산율은 여전히 낮은 수준에 머무르고 있다. 이에 따라 지금까지 시행된 중앙정부차원의 저출산 대응 정책의 효과를 살펴 정책방향성을 제안하기 위한 분석이 필요하다.

제 2절 출산장려금 정책의 의의

1. 출산장려금 개념

출산장려금은 지방자치단체에서 추진하는 출산장려정책³⁾ 중 자녀를 낳은 가정에 지원하는 일시적 현금지원 형태의 사업으로, 출산축하금, 출산지원금, 출산양육지원금, 양육지원금, 보육지원금, 키움수당 등 다양한 명칭을 갖는다. 초기 출산장려금 정책의 기본모델은 신생아의 출산일을 기준으로 특정 기간 이전부터 해당 지역에 주민등록을 두고 거주하고 있는 신생아의 부모를 지원 대상으로 10만 원대의 일회성 격려금을 제공하는 것이었다. 이후 출산장려금 정책이 확산되면서 출생 순위 별로 정해진 금액을 일시지급과 분할지급을 또는 이 둘의 혼합지급으로 현금지원을 제공하는 형태로 자리 잡았다.

출산장려금 정책은 지방자치단체가 자율적으로 제정한 관련 조례에 의해 개별적으로 시행되기 때문에 각 자치단체마다 정책의 이름과 내용에 해당 지역의 상황을 반영하여 설계한다. 그래서 시·군·구 마다 출산장려금 지원 금액, 지원 방식, 정책도입시점이 상이하다는 특징을 갖는다. 국고 지원 없이 자체 예산으로 재원을 조달해야 하는 고유사업에 해당하기 때문에 출산장려금은 지방자치단체의 일반회계 예산으로 집행되는 것도 특징이다.

출산장려금 정책의 시행이 전국으로 확대되면서 지방자치단체 간 경쟁으로 인해 출산장려금 금액이 증가하고 있다. 경북 의성군에서 셋째아이를 낳으면 1,250만원의 출산장려금을 받지만 강원도 춘천시는 30만원에 그친다. 때문에 사는 지역에 따라 복지혜택이 결정되어 이에 대한 형평성 문제가 대두되고 있다.

지방자치단체 간 경쟁이 심화되면서 셋째아이 이상에게 제공되었던 지급 대상 또한 출산 순위가 앞당겨지면서 첫째아이부터 지원하는 자치단

3) 출산장려정책 분야는 크게 임신·출산 지원 분야, 육아지원, 일·가정 양립 지원, 다자녀 가정 지원으로 나눌 수 있다. 각 분야별로 세부사업시책이 존재한다.

체가 증가하고 있고, 출산 전·후 거주 요건 또한 거주 기간이 완화되거나 사라지는 등 정책수혜자의 범위가 확대되고, 지급 요건의 문턱이 낮아지는 추세이다.

2. 출산장려금 정책의 타당성

1990년대 까지 우리나라 정부는 인구 감소를 위한 가족정책을 실시하였다. ‘덜어놓고 낳다보면 거지꼴을 못 면한다.’라는 1960년대 표어에서 엿볼 수 있듯이, 베이비붐시대에는 출산을 억제하였다. 1970년대 ‘아들·딸 구별 말고 둘만 낳아 잘 기르자.’와 1980년대 ‘잘 키운 딸 하나, 열 아들 안 부럽다.’ 또한 정부의 출산제한의지를 담은 널리 알려진 표어이다. 하지만 2000년대 초반부터 한국이 ‘저출산 국가’로 분류되면서 가족계획 표어는 ‘낳을수록 희망가득, 기를수록 행복가득’과 같이 출산을 부추기는 방향으로 바뀌었다.

[표 1.] 메시지로 본 가족계획 표어

연도	가족계획 표어
1961	알맞게 낳아서 훌륭하게 키우자
1963	덜어놓고 낳다보면 거지꼴을 못 면한다
1966	3명 자녀를 3년 터울로 35세 이전에 단산하자
1971	딸 아들 구별 말고 둘만 낳아 잘 기르자
1980	잘 키운 딸 하나 열 아들 안 부럽다
1982	둘도 많다 하나 낳고 알뜰살뜰
1986	하나로 만족합니다. 우리는 외동딸
1990	엄마건강 아기건강 적게 낳아 밝은 생활
2004	아빠! 하나는 싫어요. 엄마! 저도 동생을 갖고 싶어요
2006	낳을수록 희망가득 기를수록 행복가득

(출처 : 보건복지가족부 재구성)

저(低)출산은 다양한 사회 문제를 불러일으키기 때문에 정부는 출산을 상승을 위해 노력한다. 저출산은 다음과 같은 문제로 연결된다. 첫째, 저출산으로 인한 인구감소는 생산인구를 감소시킨다. 전체 인구 대비 노동인구의 감소는 국민 1인당 소득을 감소시킨다. 또, 젊은 노동력 부족으로 인한 평균근로연령 상승은 생산성 저하, 소비·투자 위축 및 자본스톡 감소 등으로 인한 잠재성장률 하락(정인환 외, 2010)을 야기한다. 노동의 고령화는 산업 변화 속도가 빠른 분야를 위축시킬 우려가 있다. 특히, 4차 산업 혁명에 따른 신기술 습득과 산업 재편에 따른 보유 노동 기술 변화를 받아들이는데 어려움이 생길 수 있다.

둘째, 국가 경제규모가 변한다. 생산자의 입장에서 인구의 감소는 노동인력 감소에 따른 생산요소가격의 상승과 판매시장(내수시장) 축소를 예상하게 한다. 이러한 미래를 예측한 생산자는 생산시설을 축소하거나, 해외로 이전하는 등의 결정을 내릴 것이다. 즉, 저출산에 따른 인구감소가 기업이 국내 시장을 벗어나고자 하는 유인으로 작용하고, 이는 잠재성장률을 하락시킨다.

셋째, 미래 정부의 재정 부담이 증가한다. 출산을 하락은 고령화 사회를 심화시킨다. 이미 우리나라는 고령화 사회⁴⁾를 넘어 초고령화 사회로 진입하고 있다. 이는 건강보험 및 국민연금의 고갈 속도가 빨라짐을 의미한다. 저출산에 따른 인구 감소는 각종 사회보장사업의 수혜자인 노령 인구는 증가하는데 반해 부양해야 할 청년층이 감소시킨다. 이에 대한 대책으로 사회보장사업의 수혜 금액을 조정하는 노력이 행해지고 있지만, 고령화로 인해 사회재정지출 수요가 증가하면서 미래 정부 재정에 큰 부담이 될 것이다.

4) 65세 이상 인구가 총인구를 차지하는 비율이 7% 이상을 고령화사회(Aging Society), 65세 이상 인구가 총인구를 차지하는 비율이 14% 이상을 고령사회(Aged Society)라고 하고, 65세 이상 인구가 총인구를 차지하는 비율이 20% 이상을 후기고령사회(post-aged society) 혹은 초고령사회라고 한다.

넷째, 기존 사회 문화의 변화이다. 가장 큰 변화는 교육 분야에서 발생할 것이다. 저출산에 따른 인구감소로 학령인구는 감소하는 추세이다. 이에 따라 학교 시설과 교사 수 조정이 요구된다. 2017년부터는 대학 입학 대상이 되는 고등학생 졸업자 수가 대학의 입학정원보다 적어진다. 대학 구조조정과 함께 인프라 과잉 현상을 해결해야 할 것이다. 고용분야도 마찬가지이다. 현재 청년 실업이 사회적 문제인 가운데, 산업별·직종별 인력 수급의 부조화가 심화될 것이다. 주택에 대한 수요도 줄어 집값 하락이 예상된다.

다섯째, 저축률의 하락이다. 저출산으로 인한 고령화는 인구 구성을 변화시켜 저축률을 떨어뜨릴 가능성이 높다. 생애주기가설(Lifecycle hypothesis)에 따르면, 사람은 일생의 단계에 따라 소득수준이 많이 다르기 때문에 일정 수준의 소비를 유지하기 위해 경제활동이 활발한 중년기에 소득을 저축하고, 소비에 비해 소득이 적은 노년기와 유년기에 음(-)의 저축(정운찬, 2011:410-411)을 한다. 따라서 노년층의 증가는 저축률 하락을 야기한다. 이는 투자의 감소로 이어지고 연쇄적으로 생산 감소와 소비감소로 이어진다. 그리고 다시 생산이 줄어드는 디플레이션을 야기한다.

출산을 하락으로 발생하는 다양한 사회 문제에도 불구하고, 자녀 출산이라는 개인적인 영역에 정부 개입이 타당한가에 대한 물음이 가능하다. 과거 정부는 출산억제를 통한 인구 감소가 경제를 성장시킬 수 있다는 맬서스(Malthus)의 주장을 믿었다. 맬서스는 인구론(On essay on the principle of population)에서 "아무런 통제도 없다면 인구는 기하급수적으로 증가하고, 생존자원은 산술급수적으로 증가한다."고 주장하였다. 그는 한정된 자원 하에서 인구의 증가가 1인당 소득수준을 저하시킨다고 여겼다. 하지만 이는 산업혁명 이전에 통용되는 믿음이었다. 산업혁명 이후, 경제학 분야에서는 인구증가가 기술진보를 야기할 수 있다는 주장이 나타나기도 하였다. 따라서 현재 저출산이 사회를 위협하는 문제이기 때문에 출산을 지원해야 한다는 주장은 상당한 설득력을 갖지만 그것이 곧바로 출산장려금 정책이 시행되는 근거가 되기에는 부족하다.

다른 출산장려 정책과 더불어 출산장려금 정책은 출산의 외부성(조병구, 2007)에서 정부 개입의 근거로 찾고 있다. 자치단체에 새로운 인구의 등장이 가져올 효용에 고려화 해소 등의 직접적이고 가시적인 효과를 뛰어넘는 양의 외부성까지 고려하여 출산장려금 정책 시행의 타당성을 주장한다. 하지만 출산장려금이 출산율 제고에 긍정적인 영향을 준다는 연구결과가 확실하지 않으며, 만약 출산장려금이 출산율을 증진시킨다면 정책의 실행주체가 중앙정부가 아닌 지방자치단체여야 하는지에 대한 의구심이 든다. 지방자치단체들은 지역의 특성을 반영한 복지혜택 서비스인 출산장려금을 통해 자치단체로써의 지위를 유지하기 위한 인구 수준을 지키기 위해 노력하고 있다. 출산율 제고라는 정책의 궁극적 목적 아래 지방자치단체 내 인구 유입 증가라는 변형된 목표를 추구하는 과정에서 한정된 지방자치단체의 재원으로 긴급한 필요가 요구되는 사업이 미뤄지는 것은 아닌지 고민할 필요가 있다.

제 3절 지방자치단체의 출산장려금 정책 현황

1. 지방자치단체의 출산장려금 정책 도입 배경

수도권과 비수도권 중 주요 거점 자치단체를 제외한 대부분의 지역에서 출산을 저하 문제를 찾아볼 수 있다. 지방자치단체의 입장에서 저출산 문제는 단순히 14세 이하 아동 및 청소년의 인구 감소를 넘어선 의미이다. 출산을 저하에 따른 지역 인구 감소는 지방자치단체의 존립과 연결된 문제이기 때문이다. 주민, 자치권, 구역이라는 지방자치의 3요소를 고려했을 때, 지역 인구 수(주민 수)는 지방자치단체의 규모, 기능, 선거, 각종 정책 결정(김원, 1997; Jackson, 1995:3-16; 박병식 외, 1995:36-37)을 좌우하는 주요 요소이자 지방자치단체를 유지하고, 지역발전을 이끄는 원동력이라 할 수 있다. 따라서 지역 인구 감소는 지방자치단체의 존립 근간을 흔드는 문제이다.

특히 저출산 문제는 인구 유입에 의한 주민 수 증가를 기대하기 어려운 지방자치단체에서 그 문제가 더욱 심각하다. 이러한 지방자치단체들은 저출산에 따른 주민 수 감소와 함께 고령화에 따른 사회보장금 지출 증가가 동반하고, 지방자치단체의 재정 악화를 부추긴다. 이에 지방자치단체는 15세에서 64세 사이 생산가능인구 유입을 위해 노력하지만 실제로 인구 유입으로 이어지는 경우는 매우 드물다. 외부로부터의 인구 충원이 어려운 상황에서 출생을 저하까지 더해진다면 행정구역으로써 지위를 잃는 자치단체가 나타날 수 있다.

선거구 통·폐합과 같은 곤란을 겪지 않기 위해 지방자치단체는 인구 증가를 위한 정책을 도입하기 시작한다. 지방자치단체 조례로 시행되고 있는 출산장려금 정책은 지역에 따른 지원금 차이를 이용한 인구유인 정책에 해당한다. 출산이 임박하였거나 고려 중인 가구가 출산장려금 지원 수준이 상대적으로 낮은 지역에서 높은 지역으로 이주하도록 부추긴다. 따라서 금전적 지원 정책에 해당하는 출산지원금은 정책효과의 크기와 상관없이 정책 도입(조일형·권기현·서인석, 2014)이 이루어졌고, 지방자

치단체들 간 정책 확산에 있어 시간적으로 먼저 정책을 도입한 인접 자치단체의 수적 증가가 정책 채택에 영향(이정철·허만형, 2011)미쳤다.

앞서 밝혔듯이, 우리나라는 2000년대 초반 저출산을 국가적 문제로 인식하고, 2005년 저출산·고령화사회기본법이 제정하면서 중앙정부 차원에서 ‘새로마지플랜’이라는 종합대책을 실시하였다. 이에 발맞춰 각 지방자치단체는 자신들이 처한 인구 구조 변동 형태를 반영한 저출산 대응 정책을 발표하였다. 지방자치단체가 자체적으로 시행하는 다양한 출산장려정책 중 많은 부분은 출산과 관련된 비용소모가 대부분이고, 여기에 출산장려금 지원이 포함된다.

처음으로 출산장려금 정책을 도입한 지방자치단체는 전라남도 함평군이다. 2000년부터 시작된 출산장려금 정책의 목표는 지방자치단체 내 인구 감소에 따른 재정 위기 문제 해결하기 위해 2002년부터 지역 내 산모를 대상으로 10만원씩 장려금을 지급하였다. 이후 저출산이 지속적으로 사회적 문제로 이슈화되면서 2005년부터 본격적으로 지방자치단체에 출산장려정책이 도입되고, 현재 대부분의 기초자치단체에서 출산장려금을 지원하고 있다.

2. 지방자치단체의 출산장려금 현황

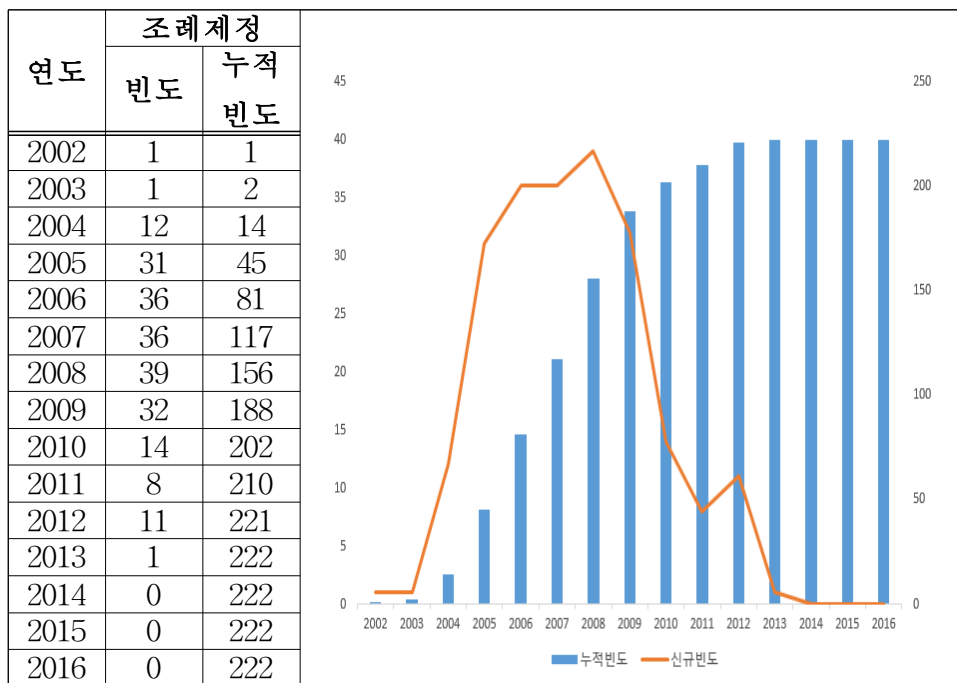
지방자치단체가 실시하는 인구정책은 크게 결혼, 임신, 출산, 양육, 이민자 지원, 인식 개선 및 홍보로 이루어져 있다. 이 중 출산과 관련된 지원 정책으로 출산장려금, 출산용품제공, 신생아 보험지원, 산후도우미 등이 있다. 대부분 출산장려금과 출산용품지원을 시행하고 있다.

출산장려금 정책은 2002년 전라남도 함평군이 출산장려조례를 제정하면서 처음 실시하였다. 이후 매년 30개 이상의 자치단체가 출산장려조례를 제정하여 지원근거를 마련하였고, 현재 전국 대부분의 지방자치단체로 확대되었다. 지방자치단체의 재정여건과 인구 구조 변동 상황에 따라 조례 및 규칙의 개정을 통해 금액과 세부 내용이 변화하기도 한다.

출산장려금과 관련된 재정은 100% 해당 지방자치단체 예산에 의존하

거나 8:2의 비율로 광역자치단체와 기초자치단체가 분할한다. 출생순위별로 출산장려금 시행 여부와 금액이 다르고, 거주기간 등의 지원 요건도 상이하다. 이에 대한 자료는 임신육아종합포털 아이사랑(www.childcare.go.kr) 및 보건복지부 홈페이지에서 지역별 검색이 가능하다.

[표 2.] 기초자치단체 출산장려금 지원 현황



(출처 : 보건복지가족부 자료 재구성)

제 3장 이론적 논의 및 선행연구 검토

제 1절 티부 모형(Tiebout Model)

티부 모형(Tiebout Model)은 허쉬만(A.Hirschman)의 “떠날 것인가 남을 것인가(Exit, Voice and Loyalty)”란 책에서 처음 소개된 ‘발에 의한 투표(Voting with the feet)’에서 시작한다. 허쉬만은 그의 저서에서 공동체에게 이익이 보장되지 못할 때, 구성원들은 이탈, 불평 중 한 가지를 선택할 수 있고, 이탈을 막는 장치로 충성심을 언급한다. 이 중 이탈은 자신이 속한 공동체 조직을 떠남으로 자신의 의사를 표시하는 것으로, 미국의 경제학자 티부(Charles Tiebout)는 이를 이용하여 티부가설을 발표한다. 자유로운 이동이 가능한 주민들은 지방자치단체가 제공하는 공공서비스(Local Public Goods)에 대해 특정 지역으로의 이주를 통해 선호를 나타낸다. 이러한 발에 의한 투표는 공공재 공급의 효율성 측면에서 지방자치제도의 당위성을 뒷받침하는 이론이다.

티부모형은 경제학에 ‘공간’을 접목(김석태, 2016)하여, 주민들이 공간적으로 이동하는데 주목한다. 소비자가 시장에서 자신의 선호에 적합한 물건을 선택하는 것처럼 지방자치단체가 제공하는 공공서비스도 주민들이 공간적 이동을 통해 선택하여 완전경쟁시장에서와 같은 효율적인 자원배분이 완성되는 것이다. 티부가설이 작동하기 위해선 ① 자유로운 이주가 가능한 주민, ② 완전한 정보 : 지방자치단체들의 지방세와 공공서비스 패키지에 대한 정보, ③ 선택 가능한 충분히 많은 지방자치단체, ④ 통근 등 이주의 문제 제외, ⑤ 지방자치단체가 제공하는 공공서비스가 외부성이 없음, ⑥ 최소비용으로 공공재 생산이 가능한 최적 규모,(김석태, 2012) ⑦ 지방자치단체는 이성적이며, 규모수익불변의 생산기술을 갖음(Tiebout, 1945)을 충족해야 한다. 티부모형은 공공서비스가 갖는 비배제성과 비경합성이라는 성질로 나타나는 무임승차 문제를 해결할 수 있고, 개인의 진실한 선호를 표출하게 한다.

지방자치단체별로 각기 다른 수준의 공공서비스를 제시하면 주민들은

자신에게 가장 매력적인 서비스를 찾아간다. 이 모델에 따르면, 출산 예정 또는 임신 중인 가임기 부부는 자녀 출산 및 양육에 대한 다양한 자치단체의 공공서비스에 주목할 것이다. 그리고 자신들이 가장 선호하는 서비스를 찾아 이동할 것을 예측할 수 있다. 우리나라 지방자치단체는 지역이 대면하는 각기 다른 저출산 문제 수준을 해결해야 하며, 다양한 수준의 출산장려금을 공공서비스로 제공하고 있다. 이에 따라 출산을 준비하는 부부의 출산율이 지역에 따라 다르게 나타날 것을 예측할 수 있다. 지방자치단체가 제공하는 공공서비스의 일환으로 출산장려금과 출산율의 관계를 이해할 수 있고, 동시에 출산에 용이한 환경을 찾아 이동하는 경향이 있을 것이라 예측할 수 있다.

본 연구는 출산장려금이 가임기 부부(만 20세 ~ 만 49세)를 특정 지역으로 이동시키는 공공서비스에 해당한다고 여기고 출산장려금과 주 출산 담당 연령층의 지역 간 인구이동 사이에 관계에 대해 연구를 진행한다. 즉, 경제적 요인이 발에 의한 투표를 불러일으키는 정도를 찾아보고자 한다.

제 2절 해외 선행연구 검토

저출산 문제는 전 세계가 관심을 갖는 사회문제이다. 우리나라보다 먼저 저출산 문제를 경험한 해외에서는 1970년대부터 다양한 출산장려정책이 시행되었고, 정책 효과 평가에 대한 경험적 연구가 축적되어 있다. 연구결과는 경제적 지원정책이 출산율을 높이는 효과가 있지만 효과의 크기가 매우 작다는 것이 일반적인 통설이다. 여기서는 출산장려금 성격의 현금지원 정책이 출산에 미치는 영향에 관한 연구만 간단히 논의하겠다.

Vikat(2004)는 1998년부터 2000년까지 핀란드를 대상으로 생존분석방법을 사용하였고, 그 결과 출산장려금이 셋째아이의 출산에만 긍정적 영향을 준다고 확인하였다.

Laroque and Salanie(2004)는 1999년에서 2000년까지의 프랑스를 대상으로 연구하였고, 그 결과 자녀수당이 첫째아이 임신 확률을 높이지만, 셋째아이에게는 효과가 없었다. Milligan(2005)는 1991년부터 1996년까지 캐나다 퀘벡 정부에서 실시한 ANC(Allowance for Newborn Children) 정책프로그램을 이중차분기법을 사용하여 분석하였다. ANC 정책프로그램은 셋째아이 출산을 유도하는 정책으로 분석 결과 출산율에 긍정적인 영향을 주었다. D'Addio(2005)는 1980년에서 1999년 동안 16개 OECD 회원국을 대상으로 국가 간 패널회귀분석을 실시하였고, 직접적인 양육비용 감소를 위한 세금 감면과 현금지원이 출산율을 증가시켰다. 하지만 아동서비스 이동의 원형성이 출산율 상승에 더 큰 영향을 미쳤다. Drago, et al(2009)은 2004년부터 호주에서 실시된 'Baby Bonus'라는 현금지원 아동수당에 대해 호주 가구패널자료(HILDA)를 이용하여 분석하였고, 아동수당(출산장려금)이 출산 의도에 작지만 유의미한 양의 효과를 갖는다고 확인하였다. 이 효과는 특히 둘째아이에게 크게 나타났다. Kalwij(2010)는 1980년에서 2003년 사이 서유럽 16개국을 대상으로 설문을 활용한 분석을 실시하였고, 그 결과 가족수당은 출산에 효과가 없고, 일·가정 양립을 위한 기회비용을 줄여주는 정책이 출산율 제고에 효과가 있다고 밝혔다.

[표 3.] 현금지원 영향 요인에 관한 선행 연구

연구자	연구 내용
Vikat (2004)	1998년부터 2000년까지 핀란드를 대상으로 생존분석 실시. 출산장려금이 셋째아이 출산에만 양의 영향 존재.
Milligan (2005)	1991년부터 1996년 사이 캐나다의 ANC 정책프로그램이 셋째아이 출산에 양의 영향 미침.
D'Addio (2005)	1980년에서 1999년 동안 16개 OECD 회원국을 대상으로 국가 간 패널회귀분석을 실시. 현금지원과 출산을 간 양의 상관관계.
Drago, et al(2009)	2004년 호주에서 지급된 Baby bonus가 둘째 출산 의도에 양의 영향 존재.
Kalwij (2010)	1980년에서 2003년 사이 서유럽 16개국을 대상으로 설문. 가족수당과 출산 사이 영향 없음.

제 3절 국내 선행연구 검토

1. 출산율 영향 요인에 관한 선행연구

출산율 감소에 영향을 미친 요인에 관한 연구는 저출산이 나타난 원인을 찾는 문제 해결 과정의 첫 단계로, 출산장려금이 출산율 제고를 위한 적절한 정책적 대안인지를 판단할 수 있는 근거를 제공한다. 출산율 영향을 미치는 다양한 변수들은 경제적 요인과 사회·문화적 요인으로 나눌 수 있고, 경제적 요인이 미치는 영향력이 매우 크다. 하지만 일회적 금전 지원 형태인 출산장려금보다 일·가정 양립과 같은 육아 친화적인 사회·문화적 분위기 형성이 중요하다고 제시(신효영 외, 2009; 정성호, 2009)한다.

부부가 자녀출산에서 고려하는 요소가 경제적 요소임을 지적하는 연구는 이시원 외(2006), 송헌재(2012), 장승희(2014), 김나영(2014), 로 출산과 양육으로 인해 지출되는 비용과 효용을 비교하는 합리적 선택이 연구의 바탕을 이룬다. 이시원·김영기·이성진(2006)은 1995년부터 2002년까지 160개 시·군을 대상으로 출산감소에 미치는 영향 요인을 경제적 요인(취업기회, 월평균소득, 모직업 보유), 사회적 요인(부와 모의 학력수준, 남녀성비, 이혼건수), 출산 및 혼인요인(첫 출산시 부와 모의 연령, 30세 이상 시 혼인한 남과 여의 비율), 정부정책요인(복지비 지출, 가족계획사업 실적, 모자보건사업실적)으로 나누었다. 시의 경우, 모직업, 이혼건수, 첫 출산시 모연령이 출산감소의 요인이었고, 군의 경우, 모직업, 복지비, 모자보건사업 등이 출산감소의 영향요인이었다. 송헌재(2012)는 노동패널 자료를 이용하여 가구의 경제적 상황과 실제 출산까지 고려한 분석을 실시하였다. 신생아를 출산한 가구와 그렇지 않은 가구를 비교하여 기존 자녀에 대한 추가 사교육비 지출의 증가가 자녀 출산을 줄이는데 작용함을 밝혔다. 이는 출산결정 과정에서 자녀의 수와 질적 수준을 동시에 고려하기 때문으로 사교육비 감소를 위한 정책이 개발되어야 함을 암시한다. 장승희(2014)는 저출산 요인을 크게 인구사회학적 요인, 경제적 요인,

가치관적 요인 세 가지로 구분하였다. 인구사회학적 요인은 기혼 여성의 연령, 직업별, 학력별, 지역별 출산율 차이를 조사한 것으로 각각에 따른 출산율 차이가 미비했다. 경제적 요인은 소득에 관한 요인으로 출산과 밀접한 관계가 있었다. 한계효용적 시각에서 단순한 소득의 증가는 출산에 필요한 효용자원을 증대시켜 출산을 증가시킬 수 있지만, 반대로 출산으로 인한 여성의 기회비용 증가 및 자녀의 질적 수준 향상을 위한 지출증가로 출산을 감소시킬 수도 있다. 여성의 사회진출이 많아지면 단순한 소득 안정 정책이 출산으로 이어지기 힘든 이유이다. 가치관적 요인은 우리나라 문화에서 아직 연구가 미흡한 부분이다. 하지만 부부 간의 가사분담 정도, 성평등 가치관이 자녀 출산 중요한 역할을 하였음을 확인하였다. 김나영(2014)은 2010년 8월 30일 부터 9월 20일까지 청도군 거주 20세에서 44세 기혼여성 297명을 대상으로 자녀 필요성에 대한 설문조사를 실시하였다. 취업여성의 경우 주택을 소유할수록, 자산이 많을수록 자녀필요성을 크게 느꼈다. 비취업 여성의 경우 가구소득이 통계적으로 유의미한 음의 상관관계를 가졌다. 이는 출산 장려 정책이 주택소유, 예금 및 보험과 같은 장기적인 재정적 안정에 도움을 주는 자산 요인에 영향을 받음을 확인시켜 준다.

경제적 요인과 더불어 저출산에 영향을 미치는 다양한 사회·문화적 요인을 찾는 연구로는 정성호(2009), 신호영 외(2009), 이철희(2012), 민연경(2013)이 있다.

정성호(2009)는 저출산에 영향을 미치는 경제적 요인인 청년실업의 증가, 여성의 경제활동 참여 증가, 혼인 연령의 상승, 자녀 양육 및 교육의 부담을 인정하면서 양성평등 관념의 확산을 강조한다. 전통적인 성역할을 벗어나려는 노력으로 출산 연기가 나타날 수 있음을 언급한다. 신호영·방은령(2009)는 출산장려정책 수혜대상자 244명, 행정실무자 41명, 전문가 34명 총 319명을 대상으로 설문 및 면접을 통해 출산장려정책에 대한 사회적 인식을 조사하였다. 독립변수인 출산장려정책을 출산격려동기요인, 출산기피방해요인, 출산격려정책내용으로 나누었고, 수혜대상자, 행정실무자, 전문가 모두 출산으로 인한 보육비, 양육비 증가가 가장 큰 방해

요소로 인식하였다. 출산 격려 정책으로 수혜대상자, 행정실무자, 전문가 모두 경제적 지원(보육비, 교육비, 양육비)과 사회적 환경개선(보육서비스, 교육정책, 사회분위기)을 꼽았고, 이 중에서 사회적 환경 개선을 더 요구하였다. 이철희(2012)는 1991년 이후 우리나라 합계출산율 감소 이유는 유배우 여성 비율(nuptialty rate)의 감소로 설명한다. 늦은 결혼의 대표적인 원인으로 회자되는 여성의 고학력화와 관련해서 고학력 여성일 수록 유배우 비율의 하락이 두드러진다. 특히, 1992년에서 2005년 사이 시군구별 자료에서 유배우 비율과 출산율은 약하지만 통계적으로 유의미한 음의 관계를 보인다. 즉, 출산율 저하는 결혼한 여성이 아이를 덜 낳은 것이 아니라 혼인한 여성 비율이 감소하였기 때문이라고 언급한다. 민연경(2013)은 서울시, 경기도, 인천시 수도권 지역의 66개 기초자치단체를 대상으로 지방자치단체의 특성이 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 지방자치단체의 특성은 크게 행정·재정 요인(재정자립도, 복지예산, 복지담당 공무원 수), 문화·복지 요인(자치단체의 문화, 복지, 의료 기반 시설 수), 보육·교육 요인(보육시설 수, 유치원 수, 초등학교 수, 사교육 시설 수) 세 가지로 나누고 출산율에 대한 회귀분석을 실시한 결과, 지방자치단체 출산율에 대해 보육·교육 요인이 가장 중요하게 긍정적인 영향을 미쳤다. 이후 행정·재정 요인, 문화·복지 요인 순으로 출산율에 영향을 미쳤다.

출산율에 영향을 미치는 연구를 정리하면 다음과 같다.

[표 4.] 출산율 영향 요인에 관한 선행 연구

연구자	연구 내용
이시원 외(2006)	시단위에서 모직업이 있을수록, 이혼건수가 높을 수록, 첫 출산시 모연령이 높을수록 출산율이 감소하고, 군단위에서는 모직업이 있을수록, 복지비가 낮을 수록, 모자보건사업이 적을수록 출산율이 감소함.
송헌재(2012)	사교육비 지출 증가가 추가 출산을 감소시킴.
장승희(2014)	인구사회학적 요인, 경제적 요인, 가치관적 요인 중 소득(경제적 요인)이 출산으로 인한 여성의 기회비용을 증가시켜 출산율이 하락함.
김나영(2014)	여성은 재정안정성(주택, 예금)이 갖춰지고, 고용불안이 해소될 때, 자녀 출산의 필요성을 느낌.
정성호(2009)	경제적 요인(청년실업의 증가, 여성의 경제활동 참여 증가, 혼인 연령의 상승, 자녀 양육 및 교육의 부담)과 함께 양성평등이 출산율을 하락시킴.
신효영 외(2009)	보육비와 자녀 양육 비용 증가가 출산율을 감소에 영향을 미침.
이철희(2012)	유배우 여성 비율의 하락과 여성의 고학력으로 출산율 하락.
민연경(2013)	지방자치단체의 보육 및 교육 서비스가 재정요인, 문화·복지요인보다 큰 영향을 미침.

2. 출산장려금 효과 선행연구

우리나라 정부가 저출산 현상에 주목하면서 다양한 출산장려정책이 시행되었고, 2000년대 후반부터 정책 효과에 대한 경험적 평가가 이루어졌다. 본 연구에서는 다양한 출산장려 정책 중 금전 지원정책인 출산장려금이 출산율에 미치는 영향에 관한 선행연구를 살펴본다.

출산장려금 효과와 관련된 국내 선행연구의 출산장려금 시행 여부와 출산장려금 지원 금액의 크기가 출산율 증가에 미치는 영향을 연구하였다. 출산장려금 지급이 출산율을 높인데 양의 상관관계가 있다는 결과에 대체로 동의하는 해외 선행연구와 달리, 국내는 출산장려금이 출산율을 증가시킨다는 연구 결과와 두 변수 간 영향 요인이 없다는 연구 결과로 나뉘어 아직 일치된 결론이 없는 상태이다. 따라서 선행연구들의 연구 범위와 방법 간 차이에 유의하여 출산장려금의 효과를 면밀하게 살펴야 한다.

먼저 연구의 공간적 범위를 특정 지역으로 한정하여 진행한 출산장려금 효과 연구는 신호영 외(2008), 석호원(2011), 최인규 외(2013), 김민곤 외(2016)이 있다. 이들은 각기 다른 지역을 연구 대상으로 설정하였기 때문에 출산장려금이 출산율 증가시키는지에 대해 일치된 결과가 나타나지 않는다.

신호영·방은령(2008)은 2005년에서 2007년 연구 공간을 충청남도에 한정하여 출산장려정책의 효과성을 분석하였다. 출산장려정책 수혜대상자 122명, 행정실무자 16명을 대상으로 설문조사를 실시하고, 출산장려정책⁵⁾ 실시 전후 출산율을 비교하였다. 이를 통해 각 지방자치단체의 출산장려 정책이 출산율에 유의미한 영향력이 없음을 확인하였고, 출산장려정책이 경제적인 부담감 해소보다 보육시설, 교육정책, 사회분위기와 같은 사회적 환경 개선을 우선 요구하고 있음을 확인하였다. 석호원(2011)

5) 연구자(신호영 외)는 출산장려정책이라 명명하였지만, 금전적 지급을 의미하므로 출산장려금정책에 해당한다.

은 2005년부터 2009년 까지 서울 25개 자치구를 대상으로 패널분석을 실시하여 출산장려금 정책(시행여부, 예산액, 수혜범위, 지원 금액 크기)이 합계출산율과 출생아수, 연령별 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 독립변수와 종속변수 사이에서 아무런 영향 관계를 찾지 못하였다. 하지만 연령별 출산율의 경우, 자녀양육비용 및 사교육비 절감을 위한 정책, 일·가정 양립 가능성 제고 및 육아시설 확충, 혼인을 제고를 위한 정책이 출산연령인 20대 중·후반과 30대출산율 제고에 긍정적 영향을 미쳤다. 최인규·오창섭(2013)은 2013년 3월 5일부터 4월 13일까지 경상북도 와 대구광역시에 속한 3개 지방의료원과 민간의료원의 의료종사자 각 45명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 독립변수를 출산장려정책(출산진료비 지원정책, 출산지원 지원정책, 전기요금 감면제도, 국민임대주택 입주 지원, 자동차세 감면), 산후지원정책(산후도우미 지원제도, 산전후휴가급여 정책, 국민연금 출산크레딧 정책), 육아지원정책(보육비 지원 정책, 아이돌보미 지원 정책, 시간연장 보육 지원, 야간 및 24시간 보육 지원, 휴일 보육 지원, 방과 후 보육지원, 양육수당 지원)으로 나누고, 종속변수는 공공과 민간의료종사자의 출산의지로 설정하여 로짓분석을 실시하였다. 공공의료종사자들의 출산의지에 대한 출산지원(축하금) 지원정책, 전기요금 감면제도, 보육비 지원 정책이 모두 유의한 영향을 미쳤다. 김민곤·천지은(2016)은 2012년부터 2014년까지 서울시 25개 자치구를 대상으로 인구·사회학적 요인과 경제적 요인을 통제 변수로 고려하였을 때 출산장려금이 합계출산율과 출생아수에 미치는 영향을 다중회귀분석으로 확인하였다. 분석 결과 출산장려금 정책은 합계출산율, 출생아수, 혼인율에 주요한 영향을 미치지 못하였다. 통제변수 중에서는 자치구별 소득수준, 고령인구비율, 이혼율, 조혼인율, 보육시설수준, 의료시설수준 등의 변수들이 출산율에 긍정적인 영향을 미쳤다.

전국을 연구대상으로 설정한 선행연구는 다음과 같다. 연구 대상의 공간적 범위가 일치하더라도 정책이 지속적으로 유지되면서 연구의 시간적 범위가 증가함에 따라 연구 방법이 매우 다양하다. 특정 지역을 연구 대상으로 설정한 선행연구에 비해 출산장려금과 출산율 사이에 긍정적인

결과가 나타난다.

임상규(2007)은 2005년도에 시행된 지방정부차원의 다양한 출산장려정책을 출산지원금 제공(51개 지역)과 출산용품 제공(31개 지역)으로 분류하여 두 가지 독립변수가 출산율(합계출산율)에 미치는 효과를 비교하였다. 두 가지 경제적 유인도구는 모두 출산율에 효과가 있었으며, 출산지원금이 보다 효과적임을 확인하였다. 허만형·이정철(2011)은 2008년에 출산장려금 제도를 도입한 54개 기초자치단체를 대상으로 출산장려금 제도 도입 이전의 출산율 추세변화와 제도도입 이후 출산율 추세변화의 차이를 분석하였다. 정책효과는 도입 후 3년 간 나타나지 않았고, 4년이 지나면서 점증하였다. 외국의 사례처럼 출산장려금 액수 자체가 출산율 제고에 긍정적인 영향을 미친다는 사실을 발견할 수 없었다. 출산율이 낮은 기초자치단체가 장려금 금액을 높게 책정하여 경제적 유인책을 활용하려는 경향이 컸다. 또, 출산장려금이 일시급, 분할급, 양자 혼용의 방식으로 지급되었을 때, 분할급 방식과 일시급 방식이 혼용방식에 비해 정책 효과가 더 높았다. 출산장려금이 전국 평균(중위수) 이상인 지역은 중위수 미만인 지역에 비해 약 10%정도 출생아 증가율이 높게 나타났다. 서울과 광역시 소속 지자체를 제외한 지역에서 출산장려금이 많이 지급될수록 출생아 증가율이 높게 나타났다. 최정미(2011)는 2010년 출산장려금을 실시하는 지방자치단체를 대상으로 독립변수를 출산장려금, 종속변수를 출생아수 증가율, 가임여성 증가율로 설정한 뒤 출산장려금이 출생아수 증가율에 미치는 영향을 분석하였다. 출산장려금이 전국 평균(중위수) 이상인 지역은 중위수 미만인 지역에 비해 약 10%정도 출생아 증가율이 높게 나타났다. 서울과 광역시 소속 지자체를 제외한 지역에서 출산장려금이 많이 지급될수록 출생아 증가율이 높게 나타났다. 이석환(2011)은 2001년부터 2010년까지 전국 230개 기초자치단체 대상으로 출산장려금이 조출생률과 출생건수, 순이동율과 순이동자 수에 미치는 영향에 대해 패널회귀분석을 실시하였다. 그 결과 출산장려금 정책이 조출산율과 출생건수 모두에서 증가하고 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤다. 하지만 인구유입과 관련한 순이동율과 순이동자 수에는 영향을 미치지 않았다.

이명석·김근세·김대건(2012)은 2005년에서 2009년 사이 230개의 기초자치단체를 대상으로 출산장려금과 합계출산율의 관계를 검증하였다. 그 결과 지방자치단체의 출산장려금의 합(광역+기초)과 출산율은 통계적으로 유의미한 양의 상관관계가 있음을 확인하였다. 통제변수 중 기초보육시설과 조혼인율은 합계출산율에 정(+)의 영향을 미쳤고, 농촌인구비율이 높은 기초자치단체일수록 낮은 합계출산율을 보였음을 확인했다. 이충환·신준섭(2013)은 제주도를 제외한 전국 228개 기초자치단체 중 181개 지자체 저출산 대책 담당 공무원을 대상으로 출산장려금 지원 정책 활성화 정도 인식을 묻는 설문조사를 실시하였다. 독립변수는 7개로 구분된 출산장려정책이고, 종속변수는 2006년부터 2009년까지 합계출산율을 활용하였다. 지자체의 출산장려정책을 직접적 지원(경제적 지원)과 간접적 지원(보육정책, 육아휴직정책, 일·가족 양립지원 정책, 복지정책, 세금지원 정책)으로 나누었고, 이 중 건강지원, 정보제공 정책 및 보육·양육비 지원 정책은 활성화 되어있고, 출산 친화적 사회분위기 조성 및 인력 및 물품지원 정책의 활성화 정도가 낮았다. 이러한 출산장려정책의 활성화 정도는 지자체의 사회·경제적 특성에 따라 차이가 나타나지 않았다. 다중회귀분석을 실시한 결과 출산장려정책 중 경제적 지원이 출산율에 유의미한 긍정적 효과를 보였다. 송헌재·김지영(2013)은 여성가족패널 2차 자료와 보건복지가족부에서 조사한 2008년 지방자치단체별 출산장려금 예산 현황을 사용하여 출산장려금이 기혼여성의 출산의향에 미치는 영향을 조사하였다. 출산장려금의 효과는 한 명의 자녀를 두고 있는 가구의 둘째 자녀 출산 계획에 유의미한 영향을 미쳤다. 구체적으로 기초지방자치단체의 둘째자녀 출산에 따른 지원금 100만원 증가할 때마다 출산 계획 확률이 10.4%씩 증가하였다. 박창우·송헌재(2014) 2005년부터 2010년 사이 전국 230개 지방자치단체를 대상으로 출산장려금 정책이 출생 순위별 출산율 제고에 기여한 정도를 살피기 위해 고정효과모형을 사용한 분석을 실시하였다. 출산장려금의 평균 금액이 증가하면 첫째아이 출생아 수는 평균 0.4%, 둘째는 평균 0.44% 증가하고, 셋째이상은 유의미하게 반응하지 않았다. 또, 출산장려금 지급방식을 일시금으로 채택했

을 때 첫째아이 출생아 수는 2.63%, 둘째는 2.25% 증가하고, 앞선 결과와 마찬가지로 셋째이상은 영향을 미치지 않았다. 이석환(2014)은 2001년부터 2010년까지 230개의 기초자치단체 패널자료를 대상으로 출산장려금이 조출산율을 높이는데 기여한다고 밝힌다. 구체적으로 출생순위별 분석을 통해 출산장려금은 첫째와 둘째아이 출산율 제고에 효과가 있으며, 첫째아이부터 지원하는 경우에 지원 전보다 출산율이 증가하였다.

[표 5.] 출산장려금 효과 관련 선행 연구

효 과	연구자	연구 내용
공 정 적	최인규 외 (2013)	2013년 3월 한달 간 경상북도 및 대구광역시 의료 종사자를 대상으로 로짓분석 실시. 출산장려금이 공공의료종사자의 출산의지에 영향을 미침.
	임상규 (2007)	금전지원인 출산장려금이 현물지원인 출산용품 제공보다 합계출산율에 영향을 미침.
	허만형 외 (2011)	2008년 출산장려금 정책을 도입한 54개 기초자치단체를 대상으로 추세분석 실시. 출산장려금 도입 전후 및 지역 간 비교를 통해 합계출산율에 양의 효과 있음.
	최정미 (2011)	2010년 전국 기초자치단체를 대상으로 집단 간 차이비교 실시. 출산장려금 지급총액이 중위수 이상인 지역에서 출생아 수가 10%높게 나타남.
	이석환 (2011)	2001년부터 2010년 사이 전국 기초자치단체를 대상으로 패널회귀분석 실시. 출산장려금이 조출생률과 출생건수를 증가시킴.
	이명석 외(2012)	2005년에서 2009년 사이 전국 기초자치단체를 대상으로 출산장려금 합이 합계출산율에 양의 효과 미

		침.
	이충환 외 (2013)	2011년 전국 181개 기초자치단체 저출산 담당 공무원 대상으로 설문조사 후 다중회귀분석 실시. 출산장려정책 중 경제적 지원만이 출산율에 양의 효과 미침.
	송헌재 외(2013)	2008년 전국 지방자치단체를 대상으로 실시한 연구에서 출산장려금이 기혼여성의 둘째 자녀 출산의향에 영향을 미침.
	송헌재 외(2014)	2005년에서 2010년 사이 전국 지방자치단체를 대상으로 고정효과모형을 사용한 회귀분석 실시. 출산장려금이 증가하면 첫째아이 출생아 수가 0.4%, 둘째는 0.44% 증가함.
	이석환 (2014)	2001년부터 2010년까지 230개 기초자치단체를 대상으로 패널회귀분석 실시. 지자체 출산장려금과 조출산율(출생아수) 간에 양의 효과가 나타남.
부 정 적	신효영 외(2008)	2005년에서 2007년 사이 충청남도를 대상으로 출산장려정책 도입여부와 출생아수, 합계출산율 사이에 영향 없음.
	석호원 (2011)	2005년부터 2009년 까지 서울 25개 자치구를 대상으로 패널분석을 실시. 출산장려금 정책(시행여부, 예산액, 수혜범위, 지원 금액 크기)이 합계출산율과 출생아수, 연령별 출산율에 미치는 영향 없음.
	김민곤 외 (2016)	2012년부터 2014년까지 서울시 자치구를 대상으로 다중회귀분석 실시. 출산장려금 정책이 합계출산율, 출생아 수, 혼인율에 영향 없음.

3. 인구이동에 관한 선행연구

지역 간 인구이동 요인을 분석한 많은 연구와 이론이 존재하지만 지방자치단체가 제공하는 공공서비스로의 하나로 출산장려금의 효과를 분석하는 본 연구의 목적을 고려하여 공공서비스 제공과 인구이동 간의 관계를 언급한 선행연구를 중심으로 살펴보겠다.

김현아(2008)는 재정정책이 수도권 인구집중의 주요한 원인이 될 수 있음에 주목하여 1997년부터 2006년까지 패널자료를 이용하여 우리나라 지방자치단체 및 기초지방자치단체 간 인구이동의 요인을 분석하였고, 그 결과 이주에 대한 결정요인은 기대소득, 주택가격, 교육과 같이 기존 연구에서 밝혀낸 요인들뿐만 아니라 거주비용과 함께 주택소유에 따른 투자수익까지 고려한 것이었다. 또, 정부지출에 따른 공공재 혜택(상·하수도 보급률, 공원면적, 총 도로 연장)이 시도 간 인구이동을 증가시키는 결과를 가져왔음을 확인하였다. 홍성호·유수영(2012)는 세대별 이주 의사 결정 요인(기대소득, 인구밀도, 지가, 복지예산비중, 보육시설, 사설학원, 공원면적, 요양시설)을 다룰 것이라 가정하고, 2009년 국내인구이동통계를 사용하여 세대별 인구이동 특성을 살피는 회귀분석을 실시하였다. 20대 중반은 기대소득과 인구밀도가 높은 지역으로 이주하는 경향이 있었고, 고령자들은 인구밀도가 낮거나 사회복지에 대한 지출 비중이 높은 지역으로 이주하려는 경향이 있었다. 송헌재·김현아(2014)는 2005년부터 2009년 사이 230개 기초자치단체 간 20세에서 39세 핵심 가임여성 인구이동을 살펴보았다. 높은 출산장려금 정책이 가임여성 인구들의 지역 간 인구이동에 유의미한 영향을 미친 것을 발견하였다. 출산장려금에 반응하는 젊은 여성 인구의 유입은 장기적으로 지방세 수입 제고 효과를 높이고, 지역경제에 긍정적인 결과를 가져올 것이라 예측하였다.

[표 6.] 인구 이동에 관한 선행 연구

연구자	연구 내용
김 현 아 (2008)	1997년부터 2006년 전국 지방자치단체를 대상으로 패널회귀분석 실시. 자치단체의 공공재 혜택이 인구이동에 양의 영향력을 미침.
홍 성 호 외(2012)	2009년 전국지자체를 대상으로 다양한 이주 의사결정요인이 세대별 이도에 미치는 영향에 대해 회귀분석을 실시. 고령자는 사회복지(공공서비스)에 대한 지출 비중이 높은 지역으로 이주함
송 현 재 외(2014)	2005년에서 2009년 사이 전국 기초자치단체 핵심 가임여성을 대상으로 패널분석 실시. 출산장려금이 젊은 여성 인구 유입에 양의 영향을 미침.

제 4절 선행연구의 한계점

출산장려금이 출산율과 총 출생아 수, 인구 이동에 미치는 영향에 대한 국내 연구는 일관된 결과를 제시하지 못하고 있다. 이러한 연구결과와 불일치는 연구의 시간적 범위 및 연구 분석 대상의 불일치(공간적 범위의 불일치), 변수에 대한 합의된 정의가 세밀하지 못하여 나타난 연구 방법의 다양성이 원인으로 여겨진다.

첫째, 출산장려금 정책의 전국단위로 실시된 기간이 짧기 때문에 선행연구 간 시간적 범위의 불일치가 나타난다. 출산장려금 정책이 2000년에 처음 시행된 후 2005년에 각 지방자치단체에 본격적으로 도입되었다. 정책 도입 초기 선행연구들은 출산장려금 도입 전·후를 비교하는 연구를 실시하였다. 하지만 이는 정책 도입 초기에 나타나는 주목으로 인해 정책 효과가 부풀려질 수 있다. 따라서 일정기간 정책이 실현되고 이에 대한 데이터가 쌓였을 때, 정책의 효과를 더욱 정확하게 판단할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구는 2005년부터 2016년까지 12년의 기간을 설정한다.

둘째, 연구 분석 대상의 불일치에 따른 출산장려금에 대한 상반된 결론을 추적해야 한다. 출산장려금에 관한 연구가 일부 기초자치단체를 대상으로 한 사례연구에서는 현금 지원이 출산율 높이에 기여한다는 결론이 많았으나, 대규모의 실증분석을 근거로 하지 않았다는 점이 문제점으로 지적(허만형·이정철, 2011)된다. 이후 전국을 대상으로 연구가 진행되면서 출산장려금과 출산율 사이에 영향이 미미하다는 연구가 늘어나고 있다. 또, 연구 대상을 전국 단위인 연구에서는 분석의 용이성을 위해 정책집행의 주체는 기초자치단체이지만 결과는 기초자치단체를 합산한 광역자치단체 단위로 나타난다. 때문에 각 자치단체별 차별화 효과가 상쇄(송헌재, 김현아, 2014)된다. 그러므로 정책효과를 측정하기 위해서는 정책집행 단위별 효과를 추정해야 한다. 따라서 본 연구는 연구 분석 단위를 전국 기초자치단체로 설정한다.

셋째, 선행연구들 간에는 출산장려금액 변수에 대한 정의가 다르고, 분

석 방법 차이가 존재한다. 독립변수인 출산장려금을 조작화할 때, 도입여부를 나타내는 가변수(신효영 외, 2008; 석호원, 2011; 허만형 외, 2011), 출산장려금 합(석호원, 2011; 이명석 외, 2012), 출생순위별 출산장려금(허만형 외, 2011), 출산장려정책 예산액(석호원, 2011), 출산장려금 정책의 활성화에 대한 주관적 인식(이충환 외, 2013) 등 다양하다. 통제변수 또한 연구별로 다르게 나타나고 있다. 이는 출산장려금 정책의 시작 시기와 정책 내용이 다양하기 때문이다. 이는 자료 수집의 한계 때문이라고 생각한다. 또, 출산장려금의 효과를 부정하는 연구들은 주로 회귀분석이나 패널분석의 방법을 사용한다. 이에 반해 출산장려금의 효과를 인정하는 연구들은 집단 간 평균 비교나 출산장려금 제도 도입 전후 추세 비교를 사용한다. 정책이 활발하게 시행되기 전, 지방자치단체별로 자료 부족 등의 이유로 정교한 정책 평가(이명석 외, 2012)를 실시하기 어려운 상황임을 감안하면 분석방법의 다양성이 이해된다. 본 연구의 목적은 출산장려금 정책을 원인으로 출산율, 출생아 수, 인구 이동과 같은 결과 간의 인과관계를 밝히고자 한다. 따라서 출산장려금 정책 외에 출산율에 영향을 미치는 요인을 통제변수로 포함한 패널회귀분석이 출산장려금 정책의 효과를 검증하기 위한 적절한 분석방법으로 여겨진다.

본 연구는 기초지방자치단체의 복지정책 중 출산장려금에 대한 효과성을 분석하기 위해 선행연구를 보완하여 신뢰성 있는 결과를 얻고자한다. 우선, 연구의 시간적 범위를 출산장려금이 정책수단으로 활발하게 실행되기 시작한 2005년부터 전국 대부분 자치단체에서 실시하는 2016년으로 설정한다. 또, 연구의 공간적 범위를 전국지방자치단체로 설정하여 특정 지역에서 나타날 수 있는 특수성을 넘어 종합적인 효과 분석을 실시하고자 한다. 마지막으로 출산장려금과 출산율, 출생아 수, 인구이동 사이의 인과관계를 검증하기에 적합하다고 여겨지는 패널자료를 이용하여 회귀분석을 실시한다.

제 4장 연구설계 및 분석방법

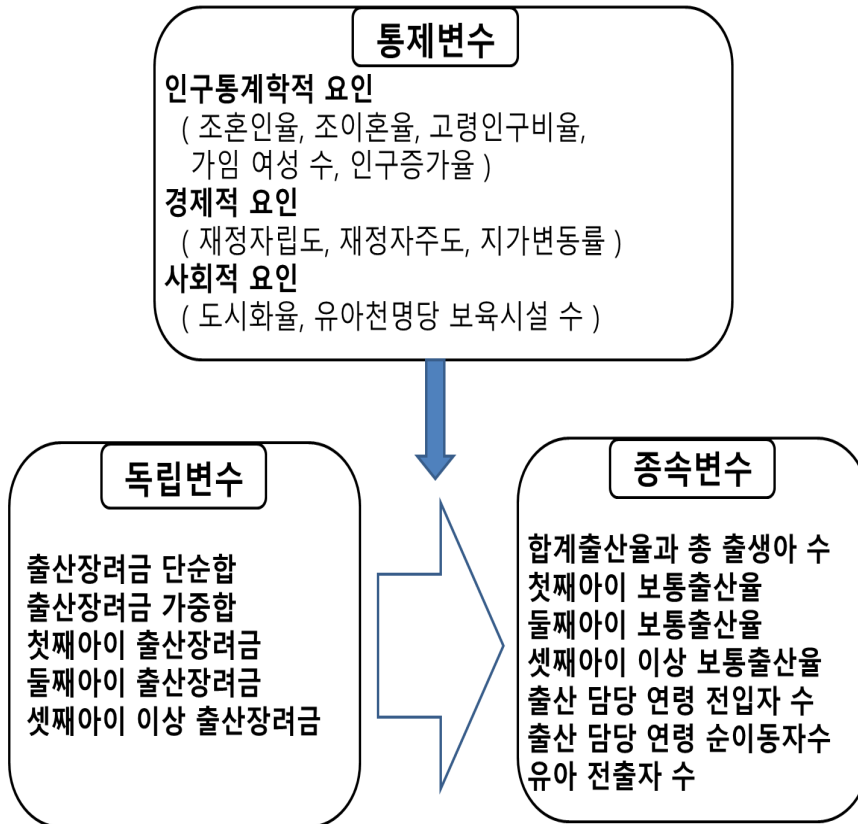
제 1절 연구의 분석틀

본 연구의 연구모델 1은 2005년부터 2016년 사이에 제주특별자치도와 세종특별자치시를 제외한 전국 지방기초자치단체들이 실시하고 있는 출산장려금의 합(단순합 및 가중합)이 합계출산율 및 출생아 수에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 전체 출산율 및 출생아 수과 더불어, 출산장려금이 출생 순위별 출산율에 미치는 효과도 분석한다. 즉, 출산장려금이 높을수록 전체 출산율 및 출생 순위별 출산율, 전체 출생아 수가 증가하는지 실증적으로 파악하고자 한다.

본 연구의 연구모델 2는 2005년부터 2016년 사이 제주특별자치도와 세종특별자치시를 제외한 전국 지방기초자치단체들이 실시하고 있는 출산장려금의 합(가중합)이 주 출산연령층인 20대에 40대 사이(만 20세 ~ 만 49세)의 인구를 이동시키는지 살펴볼 것이다. 이론적 배경에서 살펴본 바와 같이, 지방자치단체 간 복지서비스의 수준 차이가 인구 이동을 불러일으키는지 실증적인 분석을 실시한다.

본 연구의 연구모델 3은 2005년부터 2016년 사이 제주특별자치도와 세종특별자치시를 제외한 전국 지방기초자치단체들이 실시하고 있는 출산장려금의 합(가중합)이 유아(0세 ~ 5세)의 인구를 이동시키는지 살펴볼 것이다. 유아 전출자 수를 추적하여 출산장려금만 받고 지방자치단체에서 사라지는 소위 ‘먹튀논란’에 대한 분석을 실시한다.

[그림 4.] 연구 분석틀



제 2절 연구가설

본 연구는 출산장려금 정책의 효과에 대한 이론과 문헌분석 결과를 토대로 다음과 같은 연구가설을 설정한다.

가설 1 : 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액이 높을수록 합계출산율이 증가할 것이다.

1-1 : 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 단순합이 높을수록 합계출산율이 증가할 것이다.

1-2 : 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 가중합이 높을수록 합계출산율이 증가할 것이다.

현금지원 제도인 출산장려금 정책이 합계출산율에 미치는 영향을 살펴보기 위함이다. 해외 선행연구의 경우, 금전적 지원 정책은 출산율을 증가시키지만 그 효과가 크지 않다는 결론을 내렸다. 이에 반해 국내 선행연구는 출산장려금이 출산율을 증가시키는가에 대해 상충된 의견이 존재한다. 국내 연구 간 결과 차이가 나타나는 이유는 (선행연구의 한계점에서 논의한 바와 같이)제도 도입 초기와 정책이 시행된 뒤 일정 기간이 지나 데이터가 구비된 후속 연구 간 시간적 간극에 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 국내에서 시행된 출산장려금과 출산율의 상관관계에 대한 선행연구를 검증하기 위해 선행연구에서 언급된 출산장려금액의 단순합과 가중합을 모두 확인할 수 있는 가설을 설정한다.

가설 2 : 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액이 높을수록 총 출생아 수가 증가할 것이다.

2-1 : 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 단순합이 높을수록 총 출생아 수가 증가할 것이다.

2-2 : 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 가중합이 높을수록 총 출생아 수가 증가할 것이다.

출산장려금 정책의 목표는 총 출생아 수를 늘리는데 있다. 합계출산율은 가임여성 한 명당 평생 낳을 것으로 예상되는 자녀의 수를 의미하므로, 출산장려금이 실제 출생아 수에 미치는 영향을 추정하기 위해 위의 가설을 설정한다. 출산장려금액을 추정하는 방법은 단순합과 가중합이 있다. 출산장려금은 자치단체별로 금액이 다르지만, 한 지자체 내에서도 출생 순위별로 차이가 있다. 대체로 첫째아이는 지원금이 없거나 매우 적고, 출생 순위가 뒤로 갈수록, 즉, 셋째아이부터 앞선 순위의 아이에 비해 더 많은 금액을 부여한다. 때문에 지방자치단체 내 출산장려금액을 측정할 때, 단순합일 경우 금액이 과대평가된다. 따라서 전국 출생순위별 출생아 수 비율 만큼 가중치를 적용한 가중합과의 관계 또한 가설로 설정하였다.

가설 3 : 지방자치단체가 지급하는 출생 순위별 출산장려금액이 높을수록 출생 순위별 보통출산율이 증가할 것이다.

3-1: 지방자치단체가 지급하는 첫째아이의 출산장려금액이 높을수록 첫째아이의 보통출산율이 증가할 것이다.

3-2: 지방자치단체가 지급하는 둘째아이의 출산장려금액이 높을수록 둘째아이의 보통출산율이 증가할 것이다.

3-3: 지방자치단체가 지급하는 셋째아이 이상의 출산장려금액이 높을수록 셋째아이 이상의 보통출산율이 증가할 것이다.

출생 순위별 출생아 수에 대한 자료를 기반으로 출생순위별 출산장려금과 출생 순위별 보통출산율의 관계를 살펴볼 것이다. 출생아 수를 늘리고자 실시한 출산장려금 정책은 같은 출생순위의 아이에 대해 각 자치단체 별로 지원 금액에 차이가 존재할 뿐만 아니라 한 자치단체 내에서

도 출생 순위별로 금액에도 차이가 있다. 출산장려금은 보통 첫째아이보다 출생 순위가 뒤로 갈수록 지원금이 증가한다. 이러한 설계에는 결혼 후 첫째아이에 대한 출산을 자연스러운 삶의 단계로 인식(이철희, 2012)하는 우리나라의 특징이 담겨있다. 총 출생아 수 자체를 증가시키는 과정에서 출산장려금이 후(後)출생 아이에 가까워질수록 증가하도록 설계하여 가구 당 셋째 아이 이상 출산을 장려한다. 이는 새로운 부부의 탄생을 통한 첫째아이 출산의 증가보다 이미 자녀를 고려한 부부의 둘째아이 및 셋째아이 이상의 출산을 앞당길 것이다. 이러한 정책 의도가 적절히 이행되었는지 확인하기 위해 가설을 설정하였다. 임상빈(2013)은 출산장려금이 출생 순위별 보통출산율에 영향이 없다고 밝혔다. 이에 반해 호주의 Baby bonus 연구는 둘째아이부터 효과가 높다고 밝혔다. 충돌하는 결과에 대해 실증적인 검토가 필요하다.

가설 4 : 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액(가중합)이 높을수록 출산을 담당하는 연령대(20대 ~ 40대)의 전입자 수가 증가할 것이다.

기초자치단체가 출산장려금을 실시하는 목표는 출산율을 증가시킴과 동시에 지방세 수입 등 지방자치단체의 재정수입 확충을 위해 지역 내로의 전입을 증가(김지영 외, 2010)시켜 궁극적으로 주민 수를 늘리고자 한다. 자치단체는 지역 내 일정 이상의 인구를 유지해야 지자체로써의 지위를 유지하고, 일정 이상의 생산담당 인구가 존재해야 재정을 유지할 수 있다. 때문에 출산장려금을 지급할 때, 일정 기간 해당 지자체에 거주해야 한다는 요건을 붙여 출산(예정) 가구원 전체의 전입을 추구한다. 출생자 수 변화를 살펴보는 것 외 출산을 담당하는 연령대의 전입자 수를 추적하여 긍정적 영향을 미쳤는지 확인해보고자 위와 같은 가설을 설정하였다.

가설 5 : 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액(가중합)이 높을수록

록 출산을 담당하는 연령대(20대 ~ 40대)의 순이동자 수가 증가할 것이다.

티부 모델에 의하면, 출산장려금은 자치단체가 실시하는 공공서비스 중 하나로 지방자치단체 간 인구이동을 촉진시킨다. 중앙정부가 강한 영향력을 갖기 때문에 상대적으로 자치단체별 정책적 다양성이 적은 우리나라의 현실을 고려하였을 때, 지역 간 순이동자 수의 변화를 추적하여 ‘발에 의한 투표’가 이루어지고 있는지 확인해보고자 한다. 자녀 출산에 영향을 미치는 다양한 요인이 존재하는 가운데 각 지자체는 출산장려금 정책에 집중하고 있다. 발에 의한 투표가 이루어지고 있다면, 출산장려금 정책의 타당성이 밝혀질 것이다.

가설 6 : 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액(가중합)이 높을수록 유아(0세 ~ 5세)의 전출이 줄어들 것이다.

출산장려금은 출산을 유도하여 지역 내 저출산 문제를 해결함과 동시에 자치단체 인구 증가(자연 증가 및 유입 인구 증가)를 위해 시행하고 있다. 하지만 출산장려금과 출산 증가 간의 인과관계가 확실하지 않은 상태에서 출산장려금만 받은 뒤 지역을 떠나는 소위 ‘먹튀’현상이 나타나 출산장려금의 실효성에 의문이 생긴다.

‘먹튀’논란이 나타난 대표적인 자치단체로 전라남도 해남군이 있다. 전라남도 해남군은 2012년부터 전국 지방자치단체 중 출산율 1위를 달성하고 있고, 출산장려금 시행 초기인 2005년 1.42명에 불과한 합계출산율이 현재 2.46명으로 전국 평균을 한참 웃돈다. 하지만 해남의 인구는 지속적으로 감소하는 추세이다. 출산장려금을 지원받기 위해 주변 지역에 살면서 주민등록상으로만 해남에 거주하여 해당 지역민을 위해 쓰여야 할 공공서비스 재정이 낭비되고 있다.

이에 높은 출산장려금을 지원하는 지방자치단체는 직업을 구하기 어렵거나 문화적으로 낙후된 지역이 많으므로 출산장려금을 목적으로 지역에

이주한 뒤, 양육 과정에서는 지역을 이탈할 것으로 예상하고 가설을 설정하였다.

[표 7.] 가설 정리

가설 1	지방자치단체가 지급하는 출산장려금액이 높을수록 합계출산율이 증가할 것이다.
1-1	지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 단순합이 높을수록 합계출산율이 증가할 것이다.
1-2	지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 가중합이 높을수록 합계출산율이 증가할 것이다.
가설 2	지방자치단체가 지급하는 출산장려금액이 높을수록 총 출생아 수가 증가할 것이다.
2-1	지방자치단체가 지급하는 출산장려금액이 높을수록 총 출생아 수가 증가할 것이다.
2-2	지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 가중합이 높을수록 총 출생아 수가 증가할 것이다.
가설 3	지방자치단체가 지급하는 출생 순위별 출산장려금액이 높을수록 출생 순위별 보통출산율이 증가할 것이다.

3-1	지방자치단체가 지급하는 첫째아이의 출산장려금액이 높을수록 첫째아이의 보통출산율이 증가할 것이다.
3-2	지방자치단체가 지급하는 둘째아이의 출산장려금액이 높을수록 둘째아이의 보통출산율이 증가할 것이다.
3-3	지방자치단체가 지급하는 셋째아이 이상의 출산장려금액이 높을수록 셋째아이 이상의 보통출산율이 증가할 것이다.
가설 4	지방자치단체가 지급하는 출산장려금액(가중합)이 높을수록 출산을 담당하는 연령대(만 20세 ~ 만 49세)의 전입자 수가 증가할 것이다.
가설 5	지방자치단체가 지급하는 출산장려금액(가중합)이 높을수록 출산을 담당하는 연령대(만 20세 ~ 만 49세)의 순이동자 수가 증가할 것이다.
가설 6	지방자치단체가 지급하는 출산장려금액(가중합)이 높을수록 유아(0세 ~ 5세)의 전출이 줄어들 것이다.

제 3절 분석 대상과 분석 방법

1. 분석 대상

본 연구는 기초지방자치단체의 복지 정책 중 하나인 출산장려금이 출산율에 미치는 영향과 해당 지역 인구 증가에 미치는 효과를 파악하고자 한다. 따라서 연구 대상은 전국 시·군·구 중 현금 지원 사업인 출산장려금을 시행하고 있는 기초지방자치단체이다.

연구의 시간적 범위는 2005년부터 2016년까지이다. 이 기간 중 통합이나 신설로 인해 분석하기 어렵다고 여겨지는 경우 분석 대상에서 제외하였다. 우선 2010년 경상남도 마산시, 진주시, 창원시가 통합하여 통합창원시가 되어 연구범위에서 제외하였다. 또, 2012년에 신설된 세종특별자치시와 2006년 승격된 제주특별자치도 또한 연구범위에서 제외하였다.

이에 반해 연속성이 인정되는 경우는 연구범위에 포함되었다. 2001년에 경기도 화성군, 광주군, 양주군, 포천군이 각각 화성시, 광주시, 양주시, 포천시로 변하였다. 2012년에 충청남도 당진군이 당진시가 되었고, 2013년에 여주군이 여주시로 승격되었다. 연구의 시간적 범위 내에서 군이 시로 승격되거나 자치단체 명이 바뀌는 경우는 기존 지방자치단체로 여기고 연구를 진행하였다.

현재 우리나라는 17개의 광역자치단체와 242개 기초자치단체로 이루어져 있다. 이 중 연구기간 내 분석이 가능한 213개 자치단체는 다음과 같다.

[표 8.] 출산장려금 시행 기초자치단체

구분	대 상
시 (市)	(경기) 수원, 성남, 의정부, 안양, 부천, 광명, 평택, 동두천, 안산, 고양, 과천, 구리, 남양주, 오산, 시흥, 군포, 의왕, 하남, 용인, 파주, 이천, 안성, 김포, 화성, 광주, 양주, 포천, 여주 (강원) 춘천, 원주, 강릉, 동해, 태백, 속초, 삼척 (충북) 청주, 충주, 제천 (충남) 천안, 공주, 보령, 아산, 서산, 논산, 계룡, 당진 (전북) 전주, 군산, 익산, 정읍, 남원, 김제 (전남) 목포, 여수, 순천, 나주, 광양 (경북) 포항, 경주, 김천, 안동, 구미, 영주, 영천, 상주, 문경, 경산 (경남) 진주, 통영, 사천, 김해, 밀양, 거제, 양산
군 (郡)	(대구) 달성군 (인천) 옹진, 강화 (울산) 울주 (경기) 가평, 양평, 연천 (강원) 홍천, 횡성, 영월, 평창, 정선, 철원, 양구, 인제, 고성, 양양, 화천 (충북) 청원, 보은, 옥천, 영동, 진천, 괴산, 음성, 단양, 증평 (충남) 금산, 연기, 부여, 서천, 청양, 홍성, 예산, 태안 (전북) 완주, 무주, 장수, 임실, 순창, 고창, 진안, 부안 (전남) 구례, 담양, 곡성, 고흥, 보성, 화순, 장흥, 강진, 해남, 영암, 무안, 함평, 영광, 장성, 완도, 진도, 신안 (경북) 군위, 의성, 청송, 영양, 영덕, 청도, 고령, 성주, 칠곡, 예천, 봉화, 울진, 울릉 (경남) 의령, 함안, 창녕, 남해, 하동, 산청, 함양, 합천, 거창, 고성
구 (區)	(서울) 종로, 중구, 용산, 성동, 광진, 동대문, 중랑, 성북, 강북, 도봉, 노원, 은평, 서대문, 마포, 양천, 강서, 구로, 금천, 영등포, 동작, 관악, 서초, 강남, 송파, 강동 (부산) 중구, 서구, 동구, 남구, 북구, 영도, 부산진, 동래, 해운대, 사하, 금정, 강서, 연제, 수영, 사상, 기장 (대구) 중구, 동구 (인천) 동구, 중구, 연수 (광주) 동구, 서구, 남구, 북구, 광산 (대전) 대덕 (울산) 중구, 동구, 남구, 북구

2. 분석 방법

본 연구는 2005년부터 2016년 사이 전국 지방자치단체에서 실시하고 있는 복지정책 서비스 중 출산장려금의 효과를 분석하기 위해 패널분석(Panel analysis)을 실시한다.

패널분석이란 특정개체의 관측 값을 시간 순서에 맞춰 기록한 시계열 데이터와 특정 시점에서 관측된 여러 개체의 관측 값을 나타내는 횡단면 데이터를 하나로 합쳐놓은 패널데이터를 이용한 계량분석으로서 시계열 분석과 횡단면 분석을 동시에 수행하는 분석모형(민인식 외, 2012:2)을 의미한다. 동일한 개체가 시간에 따라 반복적으로 조사된 패널데이터를 이용하기 때문에 개체의 동적 관계를 추정할 수 있고, 개체들의 관찰되지 않는 이질성 요인을 모형에서 고려(민인식 외, 2012:2-3)할 수 있다. 때문에 횡단면 또는 시계열데이터에 비해 더 많은 정보와 변수의 변동성을 제공하여 결과적으로 추정된 모형의 추정량이 효율적(Kennedy, 2003)이라고 알려져 있다. 또, 패널데이터는 시계열데이터나 횡단면데이터에 비해 더 많은 정보와 변수의 변동성을 제시하기 때문에 다중공선성의 문제를 완화시킬 수 있다(민인식 외, 2012:3)고 알려져 있다.

본 논문에서는 패널데이터의 특성을 활용하여 고정효과모형(Fixed Effects Model) 혹은 확률효과모형(Random Effects Model)을 실시하였다. 이후 하우스만 검정(Hausman test)을 통해 고정효과모형과 확률효과모형 중 가설에 더 적절한 모형을 선택한다. 또, 선행연구를 통하여 출산율과 출생아 수, 인구이동에 영향을 미치는 인구통계학적 요인, 경제적 요인, 사회적 요인을 통제하였다.

고정효과 모형	$Y_i = \alpha + \sum \beta_k X_k + \sum \beta_j Z_j + v_{ti} + \epsilon$ $COV[X, u_{ti}] \neq 0 \quad u_{ti} = v_i + \epsilon_{ti}$
확률효과 모형	$Y_i = \alpha + \sum \beta_k X_k + \sum \beta_j Z_j + v_{ti} + \epsilon$ $COV[X, u_{ti}] = 0 \quad COV[X, v_i] = 0 \quad u_{ti} = v_i + \epsilon_{ti}$
<p>Y= 종속변수 (합계출산율, 총 출생아 수, 출생순위 별 보통출산율, 출산담당 연령 전임자수/ 순이동자 수, 유아 전출자 수)</p> <p>Z= 독립변수(출산장려금 단순합/가중합, 출생순위 별 출산장려금)</p> <p>X= 통제변수</p> <p>k= 통제변수 개수</p> <p>I= 자치단체</p> <p>t= 2005년에서 2016년</p> <p>Bk= 통제변수의 회귀계수</p> <p>vi= 패널개체의 관찰되지 않은 특성</p> <p>€= 오차항</p>	

고정효과모형은 상수항이 패널 개체별로 서로 다르면서 고정되어 있는 모수로 가정하고, 확률효과모형은 고정효과모형에서 추정해야 할 모수로 간주하는 오차항을 확률분포를 따르는 확률변수로 가정(민인식 외, 2012:111,145)한다. 즉, 고정효과모형과 확률효과모형의 결정은 모형에 포함되지 않은 측정 불가능한 변수가 설명변수와 상관관계가 존재하지 않으면 확률효과모형이 적절하고, 변수 간 상관관계가 존재하면 고정효과모형이 적절(kennedy, 2003)하다.

고정효과모형과 확률효과모형의 선택은 하우스만 검정을 통해 이루어진다.

하우스만 검정의 기본적인 아이디어는 귀무가설이 맞으면 고정효과추정량과 확률효과추정량이 모두 일치추정량이므로 서로 비슷한 값을 갖고, 체계적 차이가 존재하지 않지만 귀무가설이 틀리다면 확률효과추정량은

일치추정량이 아니므로 고정효과추정량과 체계적 차이가 존재(민인식 외, 2012:175)한다. 하우스만 검정의 귀무가설을 설명변수와 오차항 간 상관관계가 존재하지 않는다는 근거한다. 하우스만 검정 결과가 귀무가설을 기각하면 고정효과모형이 적절함을 의미한다.

제 4절 변수 설정

출산은 부부가 출산 여부를 결정한 이후, 실제 출산으로 이어지기까지 회임기간 등의 이유로 최소 10개월에서 1년 이상이 소요된다. 이를 고려하여 석호원(2011), 송헌재(2012)은 독립변수와 통제변수에 후행변수(lagged variable)을 적용하였다. 본 연구는 선행연구에서 실시한 1년의 시차를 고려한 것을 넘어 통제변수, 독립변수와 종속변수 간 t-1, t-2의 시차까지 살펴본다.

1. 종속변수

1) 합계출산율과 총 출생아 수

출산장려금 정책이 출산율 증가에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 따라서 가임여성 한 명당 평생 낳을 것으로 예상되는 자녀의 수를 의미하는 합계출산율(Total Fertility Rate; TFR)을 종속변수로 사용한다. 국가통계포털(KOSIS)의 e-지방지표에서 시·군·구 별 합계출산율을 수집할 수 있다.

$$\text{합계출산율} = \frac{\sum \text{연령별출산율}}{100}$$

대부분의 선행연구에서 종속변수로 합계출산율을 사용하고, OECD 외 세계적인 통계기구에서도 합계출산율을 수집한다. 하지만 연구의 시간적 범위인 2005년부터 2015년까지 우리나라의 합계출산율이 1과 2 사이 값을 갖는다. 미세적인 수치변동을 통해 출산장려금이 출산율에 미치는 영향력을 살펴볼 수 있지만 이는 매우 한정적일 것이라 여겨진다. 따라서 추가적으로 시·군·구 별 총 출생아 수를 조사하여 합계출산율의 변화추이와 같은 경향성을 보이는지 살펴본다. 총 출생아 수 또한 국가통계포

털(KOSIS)의 e-지방지표에서 수집할 수 있다.

2) 출생 순위별 보통출산율

합계출생율을 통해 살펴본 출산장려금의 효과는 미혼 여성의 출산 증가가 원인인지, 기혼 여성의 추가 출산이 원인인지 알 수 없다. 출산장려금의 효과가 출생순위 별로 다르게 나타날 것을 예측할 수 있다. 따라서 출생 순위별로 출산율과 출생아 수가 어떻게 변화하는지 살펴야 한다.

출생 순위별 보통출산율은 특정 1년간 지역별 총 출생아 수를 해당년도 가임여성(15세 ~ 49세) 인구로 나누어 1,000을 곱한다. 이를 통해 각 지방자치단체별 출생순위에 따른 자녀의 보통출산율과 출생 순위별 출생아 수를 살펴볼 수 있다. 두 변수 모두 국가통계포털(KOSIS)의 인구동향조사를 통해 수집할 수 있다.

3) 출산 담당 연령대(만 20세 ~ 만 49세)의 전입자 수와 순이동자 수

자치단체의 다양한 출산장려금 정책이 실제로 해당 지역으로의 인구 유입 효과를 불러일으키는지 검증하기 위해 출산 담당 연령대의 전입자 수와 순이동자 수를 종속변수로 설정한다. 가임가능 여성의 나이는 만 15세에서 만 49세이다. 전체 출산에서 유배우 출산비율이 90%이상인 우리나라의 특징(이삼식 외, 2014)을 고려했을 때, 결혼이 가능한 연령부터 추산하는 것이 연구의 현실성을 높일것이라 생각된다. 출산 담당 연령대의 전입자 수는 국가통계포털(KOSIS)의 국내인구이동통계에서 수집할 수 있다. 해당 연령대의 순이동자 수는 전입자수에서 전출자수를 빼는 방법으로 측정한다.

4) 유아(0세~ 5세) 전출자 수

출산장려금 정책은 시행 초기 적은 금액을 일시 지급하여 정책수혜자에게 축하의 의미를 전달하였다. 정책이 지방자치단체 간에 경쟁적으로 퍼져가면서 지급되는 금액이 증가하였고, 지역 내 출산 증가와 인구이동이 용이하도록 지방자치단체들은 조례를 개정하여 지급요건도 완화하였다. 이에 최소한의 지급 요건을 지킨 뒤 지역을 떠나거나, 이를 지키기 어려울 때 몇 회의 출산장려금을 지급받은 뒤 지역을 이탈하는 사람들이 등장하였다. 지역의 출산율을 높이려는 출산장려금의 본래 취지와 지역 인구를 유치하려는 변형된 취지를 고려하였을 때, 유아인구의 지역 전출은 출산장려금을 제공하는 지방자치단체의 공공서비스 재정만 악화시킬 것이다. 따라서 출산장려금의 수혜자가 지방자치단체에서 머무는 정도를 간접적으로 측정하기 위해 유아 전출자 수를 종속변수로 설정한다.

2. 독립변수

1) 출산장려금합

출산장려금 정책은 시행되는 지방자치단체마다 출산축하금, 출산지원금, 출산양육지원금, 보육지원금, 키움수당 등 다양한 명칭을 갖는다. 정책 시행 초기, 대부분의 출산장려금은 일회성 축하금 형태로 도입되었지만, 이후 일시에 현금을 지급하는 방식과 일정기간 동안 분할하여 지급하는 방식, 이 둘을 혼합해서 지급하는 총 세 가지 방법으로 나뉘어진다. 본 연구에서는 일시불로 지급되는 현금보조금과 함께 양육비 의미를 갖는 분할금까지 포함한 현금적 지원 형태를 갖는 정책을 명칭에 상관없이 출산장려금으로 정의한다. 선행연구에서는 각 지역에서 시행되는 출산장려금의 총합에 대한 변수로 단순합과 가중합 모두 사용한다. 앞서 시행된 연구의 결과를 추적하기 위해 우선 각 자치단체 별 출산장려금의 단

순합(단위: 천원)을 수집한다. 하지만 첫째아이보다 셋째아이에 대한 출산장려금액이 월등히 차이가 나는 현실을 고려하면 단순합은 출산장려금의 효과를 왜곡할 가능성이 있다. 따라서 출산장려금에 출생 순위별 비중을 곱하여 가중합(단위: 천원)도 사용하겠다.

2) 출생 순위별 출산장려금

출산장려금은 각 지자체 고유사업이기 때문에 각 지자체별로 제공하는 금액이 상이하다. 하지만 대부분 출생 순위가 뒤로 갈수록 출산장려금액이 증가하도록 정책을 설계하였다. 이는 기혼 여성에 대한 자녀 추가 출산을 유도한다고 생각할 수 있다. 이러한 가정이 맞는지 살피기 위해 출생 순위별로 출산장려금액(단위: 천원)을 수집한다. 2005년부터 2015년 사이의 전국 지방자치단체별 출산장려금액을 수집하기 위해 자치법규정보시스템과 국가법령정보센터에서 출산장려금 시행 여부를 파악하고, 자치단체 홈페이지 및 자료 열람을 통해 금액을 파악한다. 부족한 부분은 매년 정부가 발행하는 ‘지방자치단체 출산장려정책 사례집’과 ‘지방자치단체 인구정책 사례집’을 통해 비교적 정확한 금액을 수집할 수 있다.

3. 통제 변수

출산에 영향을 미치는 요인을 연구한 선행연구에 따르면, 인구통계학적 변수와 경제적 변수, 사회적 변수가 출산율에 직·간접적인 영향을 미칠 수 있다. 이러한 요인이 통제되지 않으면 출산장려금의 효과는 과대 또는 과소 추정되는 문제가 발생한다. 선행연구에서 다양한 통제변수가 설정되어 있지만 연구기간 내 조사할 수 있고, 선행연구에서 가장 빈번하게 등장한 요소를 통제하여 출산장려금 정책의 효과를 파악하고자 한다.

1) 인구통계학적 요인

인구통계학적 요인으로 조혼인율(crude marriage rate), 조이혼율(crude divorce rate), 가임여성 수, 고령인구비율이 있다. 조혼인율은 1년간 결혼한 총 혼인건수를 당해 연도의 연앙인구로 나눈 수치를 1,000분비로 나타낸 것이고, 조이혼율 또한 인구 1000명당 이혼 건수를 의미한다. 조혼인율의 증가는 출산율에 긍정적인 영향을 미칠 것이다. 통계청(KOSIS)의 ‘인구동향조사’를 통해 자료를 수집하였다. 이에 반해 전체 출산 중 유배우 출산이 상당 부분을 차지하는 한국의 현실을 고려하면 조이혼율의 증가는 출산율에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 지역 내 가임여성의 수가 많을수록 출산이 발생할 잠재력이 높기 때문에 출산율에 긍정적인 영향을 미칠 것이다. 고령인구비율은 출산가능여성의 감소를 의미하기 때문에 출산율에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 인구증가율은 자연증가율(출생률-사망률)과 사회증가율(전입율-전출율)을 합한 연앙인구 1000명당의 비율로 산출하거나, 인구증가(연말인구-연초인구)를 연초인구로 나누어 100을 곱하여 계산한다. 조사기간 내 발생하는 인구변화를 통제하고자 한다. 출산율과 관련된 분석에서만 통제변수로 활용하고, 통계청(KOSIS)의 ‘e-지방지표’를 토대로 작성하였다.

2) 경제적 요인

경제적 요인은 재정자립도, 재정자주도, 지가변동률이 있다. 재정자립도는 지방자치단체 전체 재원에 대한 자주재원의 비율을 의미하며, 지방세와 세외수입이 자주재원에 해당한다. 재정자립도를 통해 해당 지방자치단체의 자율적인 재정운영 능력(자립수준)을 알 수 있다. 구체적으로 다음과 같은 식을 통해 구할 수 있다.

$$\text{재정자립도} = \frac{(\text{지방세} + \text{세외수입})}{\text{세입}} \times 100$$

재정자주도는 지방자치단체 일반회계 세입 중에서 자체수입과 자주재원을 합한 비율을 말한다. 자체수입은 지방세와 세외수입을 의미하고, 자주재원은 지방교부세, 재정보전금, 조정교부금이 있다. 재정자주도가 높을수록 지방자치단체가 자율적으로 사용할 수 있는 예산의 폭이 넓어짐을 의미한다. 재정자주도는 재정자립도보다 더 포괄적인 개념으로 지방자치단체들은 재정자립도와 함께 재원활용능력을 표시하는 지표로 사용한다.

$$\text{재정자주도} = \frac{(\text{지방세} + \text{세외수입} + \text{지방교부세})}{\text{세입}} \times 100$$

출산장려금은 자치단체의 고유사무이기 때문에 재원이 충분하지 않으면 지방자치단체가 선포한 금액을 출산 당시에 받지 못할 가능성이 있다. 정책의 지속성이 우려되는 상황에서 정책대상자들은 정책을 인식하지 않아 행동의 변화를 이끌어낼 수 없다. 즉, 정책에 대한 신뢰성이 하락하여 출산율 증가라는 정책목표를 달성하지 못할 수 있다. 따라서 재정자립도와 재정자주도가 높을수록 출산율 상승과 지역 내 전입자 수 증가와 순이동자 수 증가에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

지가변동률은 일반적인 지가 수준의 변동을 측정하기 위한 지표이다. 조사한 표본지의 평가가격을 기초로 산정된 지가지수의 기준시점과 비교시점의 비율을 말한다.

$$\text{지가변동률} = \left(\frac{\text{당해월 지가지수}}{\text{연초 지가지수}} - 1 \right) \times 100$$

한 가구가 주거지를 A지역에서 B지역으로 이동할 때, 기존 자원으로 획득할 수 주거지의 한계와 재산으로서 부동산의 향후 중요성을 고려할 것이다. 따라서 지가변동률이 큰 지역은 이전에 비해 주거비용이 커졌음을 의미하여, 지역 내 인구 유입을 억제하는 요소로 작용할 수 있기 때문에 통제변수로 설정하였고, 모든 변수는 통계청(KOSIS)의 ‘e-지방지표’를 활용한다.

3) 사회적 요인

사회적 요인은 유아(0~5세) 천 명당 보육시설 수와 도시화율이다. 이 두 요소는 출산 이후 자녀 양육 환경을 구성하는데 도움을 주는 요소로 모두 출산율에 긍정적인 영향을 미칠 것이다. 민연경 외(2013)에 의하면 지방자치단체의 보육능력은 출산율을 높이는 주요한 요소이다. 자녀를 좋은 학군에 진학시키기 위해 주거지 이동(이사)을 결심하는 우리나라의 교육열을 고려하면 보육시설이 잘 갖춰진 환경에서 자녀를 출산하고자 할 것이다. 도시화율은 당해 도시의 도시화 진행정도를 알아보는 지표로, 행정구역 기준으로 산정할 때는 읍급이상 거주 인구를 전국인구로 나눈 비율이다. 도시화율은 높을 경우, 인구집적에 따른 생활비용 증가의 문제가 나타나 출산율에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 통계청(KOSIS)의 ‘e-지방지표’를 통해 자료를 수집한다.

[표 9.] 변수 설명

종류	변수 명	내용	단위
종속 변수	합계출산율	여성 1명이 평생 낳을 수 있는 평균 자녀 수	명
	총 출생아 수	1년간 총 출생아 수	명
	첫째아이 보통출산율	$\frac{1\text{년간첫째아이총출생아수}}{\text{가임여성수}} \times 1000$	명
	둘째아이 보통출산율	$\frac{1\text{년간둘째아이총출생아수}}{\text{가임여성수}} \times 1000$	명
	셋째아이 보통출산율	$\frac{1\text{년간셋째아이총출생아수}}{\text{가임여성수}} \times 1000$	명
	출산담당 전입인구 수	(만20세~만49세) 1년 간 유입된 인구 수	명
	출산담당 순이동자 수	(만20세~만49세) 전입인구 - 전출인구	명

	전출자 수		(만0세~만5세) 1년 간 유출된 인구 수	명
독립변수	출산장려금 단순합		첫째부터 셋째까지 책정된 출산장려금의 합	천원
	출산장려금 가중합		첫째부터 셋째까지 총 출생아 수 비율을 적용한 출산장려금의 합	천원
	첫째아이 출산장려금		첫째아이에게 책정된 지원금(광역+기초)	천원
	둘째아이 출산장려금		둘째아이에게 책정된 지원금(광역+기초)	천원
	셋째아이 출산장려금		셋째아이에게 책정된 지원금(광역+기초)	천원
통제변수	인구통계학적요인	조혼인율	$\frac{\text{혼인 건수}}{\text{주민등록인구}} \times 1000$	건
		조이혼율	$\frac{\text{이혼 건수}}{\text{주민등록인구}} \times 1000$	건
		고령인구비율	$\frac{65\text{세 이상 인구}}{\text{주민등록인구}} \times 100$	%
		인구증가율	$\frac{(\text{당해년 총인구} - \text{전년도 총인구})}{\text{전년도 총인구}} \times 100$	%
		가임여성수	15세 ~ 49세 여성 인구 수	명
	경제적요인	재정자립도	$\frac{(\text{지방세} + \text{세외수입})}{\text{세입}} \times 100$	%
		재정자주도	$\frac{(\text{지방세} + \text{세외수입} + \text{지방교부세})}{\text{세입}} \times 100$	%
		지가변동률	$(\frac{\text{당해 월 지가지수}}{\text{연초 지가지수}} - 1) \times 100$	%
	사회적요인	도시화율	$\frac{\text{읍급이상 인구}}{\text{전국 인구}} \times 100$	%
유아 천명당 보육시설 수		$\frac{\text{보육시설 수}}{\text{유아인구수}} \times 1000$	개	

제 5장 출산장려금 정책의 효과 분석

제 1절 기술통계 분석

1. 종속변수 : 연도별 기초통계량

1) 합계출산율

연구대상인 전국 213개 지방자치단체의 연도별 합계출산율 기초통계량은 다음과 같다. 213개 지방자치단체의 합계출산율은 2005년 약 1.15명에서 2007년 약 1.36명까지 미세하지만 계속 상승하다가 2008년과 2009년 모두 하락하여 약 1.27명을 기록한다. 이후 2012년까지 다시 지속적인 증가하여 약 1.42명이 되었다가 2013년 약 1.30명으로 크게 하락한 뒤, 다시 증가하는 추세이다. 연구 기간 동안 합계출산율은 증감을 반복하고 있다. 2000년 초반 저출산을 국가적 아젠다로 인식한 뒤, 정부(중앙과 지방 모두)가 제공하는 출산장려정책의 예산과 사업 수가 증가하면서 초기 합계출산율이 상승한 것으로 보인다. 2010년대 경제성장이 사회적 이슈가 되면서 합계출산율은 증가와 감소를 반복하였고, 최근 연금시스템과 복지재정에 대한 관심이 저출산에 대한 염려로 이어지면서 다양한 출산장려정책이 시도되고 있고, 이것이 합계출산율이 상승시킨다고 여겨진다.

[표 10.] 지방자치단체의 연도별 합계출산율 (단위: 명)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	1.154094	0.1966388	0.696	1.71
2006	1.199052	0.2054266	0.715	1.755
2007	1.361854	0.25886	0.842	2.332
2008	1.293474	0.2393754	0.79	2.207
2009	1.266554	0.2502292	0.726	2.057
2010	1.35079	0.2767707	0.78	2.41
2011	1.367272	0.2722316	0.855	2.281
2012	1.421286	0.2842523	0.886	2.47
2013	1.298094	0.2663647	0.729	2.349
2014	1.319703	0.269082	0.79	2.433
2015	1.344538	0.2738471	0.813	2.464

2) 총 출생아 수

두 번째 종속변수인 총 출생아 수는 합계출산율과 마찬가지로 연도별로 증감을 반복한다. 연구의 시작인 2005년에는 총 출생아 수가 평균 1767명이었다. 총 출생아 수는 2007년까지 증가하다가 2009년 1806명으로 소폭 감소한다. 다시 2010년부터 2012년 사이에 평균 1937명에서 1990명까지 상승하다가 2015년까지 감소하는 추세를 보인다.

[표 11.] 지방자치단체의 연도별 총 출생아 수 (단위: 명)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	1767	1916.489	64	11021
2006	1820	1988.682	73	11490
2007	2003	2178.199	83	12650
2008	1890	2053.188	76	11763
2009	1806	1951.448	63	10948
2010	1937	2137.858	50	11254
2011	1940	2146.621	61	11223
2012	1990	2204.511	58	12098
2013	1789	1986.159	55	11360
2014	1790	2005.806	46	11628
2015	1797	2024.683	55	12036

3) 첫째아이 보통출산율

다른 종속변수인 213개 지방자치단체 출생순위 별 보통출산율 중 첫째아이 보통출산율의 연도별 기초통계량은 다음과 같다. 2005년 약 43명에서 2007년 49명까지 상승하였다가 2009년까지 하락하여 약 46명이 된다. 이후 2012년까지 다시 상승하여 연구기간 중 가장 높은 수치인 약 52명이 되었다가 2015년까지 급격히 하락하여 연구 기간 최저 수치인 약 35명을 기록하고 있다. 첫째아이 보통출산율은 첫째아이에서 셋째아이까지 조사하는 출생순위별 보통출산율 중 모든 연도에서 가장 높은 수치를 보인다.

[표 12.] 지방자치단체의 연도별 첫째아이 보통출산율 (단위: 명)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	43.40464	165.2199	12.63171	2436
2006	44.67486	168.6549	12.952	2487
2007	49.27483	173.3507	14.69456	2559
2008	47.0274	170.105	13.83164	2510
2009	46.3833	173.1881	12.93765	2554
2010	49.63048	186.6549	13.34598	2752
2011	50.40367	192.3129	13.18191	2835
2012	51.80663	194.9109	13.87779	2874
2013	46.50505	173.5488	0	2565
2014	34.38512	8.343903	0	63.25039
2015	34.63037	8.51791	0	64.98838

4) 둘째아이 보통출산율

213개 지방자치단체 출생순위 별 보통출산율 중 둘째아이 보통출산율의 연도별 기초통계량은 다음과 같다. 2005년 약 12명에서 2007년 약 14명까지 상승한다. 이후 2009년까지 미세한 하락을 보이다가 2010년에서 2012년까지 약 14명을 회복한 후 유지한다. 하지만 2013년 이후 13명 수준에 머물러 있다. 연구기간 동안 둘째아이 보통출산율은 평균 약 12명에서 14명 사이에서 미세한 등락을 반복하는 모습을 볼 수 있다.

[표 13.] 지방자치단체의 연도별 둘째아이 보통출산율 (단위: 명)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	12.23279	2.670542	6.593719	21.62619
2006	12.57061	2.726131	7.3338	21.17155
2007	13.6233	3.049938	7.935489	24.29827
2008	13.2823	2.979036	7.809669	24.96306
2009	13.25739	3.018245	7.472021	25.07832
2010	14.26572	3.337408	8.221299	27.11683
2011	14.09778	3.222171	7.518662	26.07523
2012	14.69245	3.291878	8.294063	24.78315
2013	13.31021	3.065468	6.10004	23.43891
2014	13.36816	3.251374	0	25.22441
2015	13.36438	3.35457	0	25.3292

5) 셋째아이 보통출산율

출생순위별 보통출산율 중 셋째아이 보통출산율은 전체 연구기간 동안 가장 낮은 수치를 보인다. 평균 변화폭도 약 4명에서 5명 사이로 매우 미세하다. 2005년 약 3.9명에서 출발하여 2007년까지 상승하다가 2009년까지 다시 하락한다. 2010년은 전년에 비해 크게 증가하였고, 2012년까지 약 5명을 유지하였다. 2013년 다시 약 4명대로 하락한 뒤, 회복하지 못하고 머물러 있다.

[표 14.] 지방자치단체의 연도별 셋째아이 보통출산율 (단위: 명)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	3.945616	1.656421	1.29031	8.40168
2006	4.012304	1.743078	0.6657051	9.353202
2007	4.461781	2.037417	1.41241	12.5969
2008	4.255317	1.748066	1.499961	9.994218
2009	4.116964	1.787074	1.37442	9.375862
2010	4.873176	2.055	1.792835	11.7096
2011	5.10758	2.171479	1.897567	12.31906
2012	5.05718	2.096094	1.982241	11.56069
2013	4.547654	1.932079	1.390037	11.24799
2014	4.374235	1.845729	0	9.631537
2015	4.371671	1.971709	0	10.45701

6) 출산담당 연령층의 전입인구 수

종속변수 중 하나인 만 20세에서 만 49세 사이의 출산담당 연령층은 출산장려금 정책의 대상자로, 213개 지방자치단체에 대한 연도별 평균 전입자 수가 2005년부터 2008년까지 약 7만 명 중반에서 증감을 유지하였다. 이후 전입자 수가 연도별로 증감을 반복하지만 전체적으로 하락세를 보이고 있다.

[표 15.] 지방자치단체의 연도별 출산담당 연령층 전입인구 수
(단위: 명)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	74877.93	84457.81	0	459037
2006	79065.13	92695.6	0	494012
2007	75607.33	85734.37	0	443652
2008	72446.55	81639.69	0	407320
2009	69235.85	78332.8	0	428556
2010	67890.61	76045.1	0	380246
2011	65634.04	73784.15	0	390754
2012	61042.27	68343.95	0	381438
2013	59540.28	66825.31	0	372982
2014	61033.83	68650.42	0	379088
2015	61418.2	69293.68	0	373646
2016	58741.94	66285.78	0	343772

7) 출산담당 연령층의 순이동자 수

연구 기간 내 연도별로 전입자 수에서 전출자 수를 제외한 출산담당 연령층의 순이동자 수에 대한 통계는 다음과 같다. 2005년에서 2008년 약 5만 명대를 유지하다가 2009년에서 2013년까지 지속적으로 감소하여 약 4만 1천명이 된다. 이후 2015년까지 약 4만 2천명이 되었다가 2016년 다시 소폭 하락하며 증감을 반복하는 모습을 볼 수 있다.

[표 16.] 지방자치단체의 연도별 출산담당 연령층 순이동자 수
(단위: 명)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	52828.27	61133.8	0	324428
2006	55499.55	66745.36	0	352041
2007	53072.49	61360.13	0	305368
2008	50868.5	58559.32	0	279204
2009	48525.43	55907.48	0	296966
2010	47595.43	54105.47	0	259313
2011	45879.25	52214.73	0	271914
2012	42776.73	48817.3	0	275224
2013	41684.92	47604.33	0	268195
2014	42645.52	48847.9	0	272069
2015	42841.7	49112.38	0	261221
2016	41056.05	47255.02	0	241101

8) 유아 전출자 수

본 연구는 출산장려금의 효과를 분석하기 위해 세 개의 연구모형을 설정하였다. 하나는 합계출산율과 출생아 수의 측면에서, 다른 하나는 출산담당 연령층의 이동과 관련해서, 마지막은 이동 인구의 지속성과 관련해서이다. 지방자치단체를 떠나는 0세에서 5세 사이의 유아 전출자 수는 2005년 약 2454명에서 2010년까지 지속적으로 감소하다가 2011년에 잠시 상승하더니 이후 연구기간 동안 계속 하락하는 모습을 보인다.

[표 17.] 지방자치단체의 연도별 유아 전출자 수 (단위: 명)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	2453.943	2763.018	69	17112
2006	2461.825	2913.824	109	15938
2007	2271.133	2596.383	83	14883
2008	2211.972	2488.033	76	13944
2009	2169.621	2486.437	75	14807
2010	2057.744	2336.602	69	12690
2011	2060.327	2360.274	56	13040
2012	1861.462	2110.61	0	11299
2013	1856.836	2084.323	0	11433
2014	1862.239	2118.382	0	11678
2015	1818.15	2094.357	0	12531
2016	1687.122	1929.763	0	10799

2. 독립변수 : 연도별 기초통계량

1) 출산장려금 단순합

전국 213개 지방자치단체의 연도별 출산장려금 단순합 기초통계량은 다음과 같다. 출산장려금의 단순합은 증가 추세로, 2005년 평균 약 97만 원에서 2012년에는 약 454만원으로 지속적으로 상승하였다. 인구유지를 위해 저출산·고령화 문제를 해결하려는 정부의 노력으로 출산장려금 관련 지원 금액이 증가한 것으로 보인다. 2013년에는 전년에 비해 약 12만 원정도 소폭 하락하였지만 2015년까지 다시 448만원까지 증가하였다.

[표 18.] 지방자치단체의 연도별 출산장려금 단순합 (단위: 천원)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	976.9626	3098.786	0	27500
2006	1541.393	3619.359	0	27500
2007	2617.28	4285.616	0	27500
2008	3157.29	4460.981	0	28000
2009	3470.327	4492.011	0	28000
2010	3712.757	4510.185	0	28000
2011	4350.187	4719.043	0	28000
2012	4543.458	4879.999	0	28000
2013	4416.308	4697.581	0	23900
2014	4510.467	4807.335	0	23900
2015	4484.766	4719.01	0	23900
2016	4484.766	4719.01	0	23900

2) 출산장려금 가중합

출생순위 별 출생 비율을 적용한 출산장려금의 가중합의 연도별 평균 금액은 단순합과 비슷하게 연구 기간 내내 증가하는 모습을 보인다. 2005년 평균 약 24만원에서 시작한 평균 금액은 2015년 약 109만원으로, 거의 다섯 배 정도 상승하였다. 특히, 2007년은 전년에 비해 약 27만원 가량 증가하여 연구 기간 중 가장 큰 증가폭을 보여준다.

[표 19.] 지방자치단체의 연도별 출산장려금 가중합 (단위: 천원)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	240.6822	746.969	0	5800
2006	378.185	900.1344	0	5820
2007	653.8533	1102.983	0	6380
2008	776.1449	1118.528	0	6380
2009	850.8645	1127.405	0	6380
2010	911.1262	1132.991	0	6380
2011	1055.192	1168.581	0	6380
2012	1105.855	1230.614	0	6380
2013	1075.051	1186.38	0	6380
2014	1099.584	1208.349	0	6380
2015	1096.64	1193.015	0	6380

3) 첫째아이 출산장려금

지방자치단체에서 첫째아이에게 지급하는 출산장려금액 또한 지속적으로 증가하는 추세이다. 첫째아이 출산장려금은 2012년까지 상승하다가 2013년에 약 1만원 감소한다. 이후 다음해인 2014년부터 다시 증가한다. 연구 기간 중 전년에 비해 가장 높은 증가세를 보인 연도는 2007년으로 약 10만원이 증가하였다. 이는 2000년대 초반 전국적으로 발생한 저출산 극복 의지의 결과라 여겨진다. 연구 기간 내내 출산장려금 정책을 실시하고 있는 지방자치단체 중 첫째아이에게는 지원금이 없는 자치단체가 존재함을 알 수 있다.

[표 20.] 지방자치단체의 연도별 첫째아이 출산장려금
(단위: 천원)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	79.43925	332.0836	0	3000
2006	127.5701	459.2673	0	3600
2007	235.9346	626.5179	0	4700
2008	252.757	627.5688	0	4700
2009	265.514	630.3159	0	4700
2010	285.6075	638.163	0	4700
2011	308.0374	647.1867	0	4700
2012	333.0841	731.3283	0	4700
2013	320.7944	702.7777	0	4700
2014	333.4112	712.3446	0	4700
2015	337.3832	711.9237	0	4700

4) 둘째아이 출산장려금

둘째아이 출산장려금의 연도별 평균 금액도 연구기간 내내 지속적으로 증가하는 추세이다. 둘째아이 출산장려금액은 연구 시작인 2005년 평균 약 21만원에서 시작하여

2011년까지 평균 약 97만원으로 상승하다가 2013년에는 전년에 비해 약 2만원 감소한

평균 약 95만원을 보인다. 다음해인 2014년부터는 다시 증가하고 있다. 연구 기간 내내 출산장려금 정책을 실시하고 있는 지방자치단체 중 둘째아이에게 지원금이 없는 자치단체가 존재한다.

[표 21.] 지방자치단체의 연도별 둘째아이 출산장려금
(단위: 천원)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	214.5794	614.9961	0	5100
2006	316.3551	802.4188	0	5400
2007	605.514	1090.078	0	6000
2008	707.7934	1078.218	0	6000
2009	771.4486	1066.434	0	6000
2010	828.9252	1086.119	0	6000
2011	927.4299	1152.258	0	6000
2012	972.3832	1226.406	0	6000
2013	955.514	1165.187	0	6000
2014	974.6729	1166.709	0	6000
2015	984.7196	1166.548	0	6000

5) 셋째아이 출산장려금

앞서 첫째와 둘째아이의 출산장려금 연도별 평균 금액이 지속적으로 증가하는 모습을 보이는 것과 같이, 셋째아이 출산장려금의 연도별 평균 금액도 증가하고 있다. 셋째아이에게 지급되는 평균 출산장려금액이 첫째와 둘째에 비해 높았으며, 2015년까지 약 248만원 상승하여 출산장려금 중 가장 많은 증가폭을 보였다. 셋째아이 출산장려금은 2005년부터 2012년까지 상승하다가 2013년에 전년에 비해 약 10만원 감소한 평균 약 310만원을 기록한다. 이후 2014년에 다시 증가하였으나, 2015년 소폭 감소하는 모습을 보인다.

[표 22.] 지방자치단체의 연도별 셋째아이 출산장려금
(단위: 천원)

연도	평균	표준편차	최소값	최대값
2005	682.9439	2436.576	0	25700
2006	1097.467	2700.281	0	25700
2007	1779.474	3001.067	0	25700
2008	2192.103	3287.178	0	26200
2009	2433.364	3333.052	0	26200
2010	2598.224	3355.217	0	26200
2011	3114.72	3620.786	0	26200
2012	3237.991	3665.915	0	26200
2013	3140	3495.304	0	20900
2014	3202.383	3614.239	0	20900
2015	3162.664	3506.94	0	20900

3. 패널데이터 기초통계량

본 연구의 패널데이터 기초통계량은 다음과 같다. 패널변수 개체는 N=2331이며, T= 10.9436이다. 출산율과 관련된 종속변수들의 기초통계량은 다음과 같다. 합계출산율의 평균은 1.306971명이고, 총 출생아 수의 평균은 1866.359명이다. 출생순위 별로 살펴보면, 첫째아이 보통출산율은 45.32231명, 둘째아이 보통출산율은 13.45883명, 셋째아이 보통출산율은 4.47187명이다.

인구 이동과 관련된 종속변수들의 기초통계량은 다음과 같다. 출산담

당 연령층의 전입자 수의 평균은 67211.16명, 출산담당 연령층의 순이동자 수 평균은 47106.15명, 유아의 전출자 수 평균은 2063.471명이다.

[표 23.] 패널데이터 기초통계량

변수		평균	표준편차	최소값	최대값	표본수
합계출산율	overall	1.306971	0.2653871	0.696	2.47	N = 2331
	between		0.2368275	0.8172727	1.999909	n = 213
	within		.1226264	.5027891	1.96788	T = 10.9439
총출생아수	overall	1866.359	2053.457	46	12650	N = 2331
	between		2030.205	62.18182	11565.64	n = 213
	within		305.6733	-1306.095	5426.905	T = 10.9439
첫째아이보통출산율	overall	45.32231	160.974	0	2874	N = 2324
	between		144.9004	13.24288	2142.909	n = 212
	within		70.24907	-2097.587	776.4132	T = 10.9623
둘째아이보통출산율	overall	3.45883	3.168932	0	27.11683	N = 2310
	between		2.893915	0	22.60056	n = 212
	within		1.588552	3.171109	21.49381	T = 10.8962

을 셋 째 아 이 보 통 출 산 율	overall	4.47187	1.95533	0	12.5969	N = 2310
	between		1.805241	0	9.276877	n = 212
	within		.8046896	.888877	9.91618	T = 10.8962
출 산 담 당 전 임 인 구 수	overall	67211.16	76589.6	0	494012	N = 2544
	between		75372.37	2863.083	404541.9	n = 213
	within		14471.77	-11218.17	185613.3	T = 12
출 산 담 당 순 이 동 자 수	overall	47106.15	54750.21	0	352041	N = 2532
	between		53745.32	1952.833	283920.3	n = 212
	within		11023.67	-4334.263	151046.2	T = 12
유 아 전 출 인 구 수	overall	2063.471	2380.975	0	17112	N = 2541
	between		2332.889	69.91667	13328.42	n = 213
	within		472.1258	-465.9452	6322.971	T-bar = 11.9296

출 산 장 려 금 단 순 합	overall	3522.164	4591.921	0	28000	N 2568	=
	between		3916.217	150	26508.33	n 213	=
	within		2411.371	-15727.84	15122.16	T 12	=
출 산 장 려 금 가 중 합	overall	780.0585	1118.46	0	6380	N 2568	=
	between		918.3931	26.66667	5297.5	n 213	=
	within		641.187	-4225.775	4592.558	T 12	=
첫 째 아 이 장 려 금	overall	274.1752	650.8378	0	5200	N 2431	=
	between		572.1183	0	3916.667	n 213	=
	within		298.7491	-3642.491	3390.842	T 11.4131	=
둘 째 아 이 장 려 금	overall	753.6251	1100.597	0	6000	N 2342	=
	between		947.7901	0	5100	n 213	=
	within		562.6787	-4210.011	4471.807	T 10.9953	=
셋 째 아 이 장	overall	2428.038	3405.997	0	26200	N 2342	=
	between		2852.258	0	24618.18	n 213	=
	within		1870.254	-11413.42	13882.58	T	=

려 급						10.9953
조 혼 인 을	overall	5.660157	1.283677	2.5	10.5	N = 2538
	between		1.161838	3.675	9.3	n = 213
	within		0.5558459	3.701823	7.785157	T-bar = 11.9159
조 이 혼 을	overall	2.250275	0.4197343	1	4.4	N = 2538
	between		0.3522812	1.316667	3.683333	n = 213
	within		0.2278943	1.333608	3.250275	T-bar = 11.9159
고 령 인 구 비 율	overall	16.30389	7.701463	0	37.49	N = 2556
	between		7.429862	5.035	32.39083	n = 213
	within		2.084761	5.52139	26.09806	T = 12
가 임 여 성 수	overall	53787.09	59760.53	0	330441	N = 2555
	between		59154.04	2007.042	323178.9	n = 213
	within		9299.579	-22753.33	218734.3	T = 11.9953
인 구 증 가 율	overall	0.261904	2.278144	-10.83	23.95	N = 2342
	between		1.522071	-2.176364	7.602727	n = 213
	within		1.697717	-10.76991	21.28554	T = 10.9953
재 정 자 립 도	overall	27.56164	16.31692	0	92.6	N = 2556
	between		15.83957	8.7	78.35	n = 213
	within		4.052784	0.5783099	49.05331	T =

						12	
재 정 자 주 도	overall	64.39155	11.40652	0	93.9	N 2556	=
	between		9.35808	27.06667	90.29167	n 213	=
	within		6.550722	7.633216	104.9249	T 12	=
지 가 변 동 률	overall	0.25809	2.192236	-10.83	23.95	N 2556	=
	between		1.402085	-1.995	6.969167	n 213	=
	within		1.687744	-10.75691	21.52559	T 12	=
도 시 화 율	overall	48.32712	40.19831	0	100	N 2316	=
	between		39.9023	0.1727273	100	n 213	=
	within		5.551057	-22.58197	124.5271	T 10.8738	=
유 아 천 명 당 보 육 시 설 수	overall	14.47853	4.750707	0	34.3	N 2343	=
	between		3.842712	3.073636	26.03727	n 213	=
	within		2.804557	3.301257	28.33489	T 11	=

제 2절 상관관계 분석

상관분석은 연구 변수들 간의 관련성 정도를 확인하는 분석으로, 변수 사이의 인과관계는 알아볼 수 없다. 변수들 간의 관계 정도를 나타내기 위해 계수를 사용하고, 가장 많이 사용되는 것이 피어슨(Pearson)상관계수이다. 피어슨 상관계수는 $-1 \leq r \leq 1$ 사이의 값을 갖고, 0에 가까울수록 상관관계는 낮아지며, 1에 가까울수록 상관관계가 높아진다. r 이 양수이면 두 변수가 양의 상관관계를, r 이 음수이면 음의 상관관계를 갖는다고 해석한다. 일반적으로 (양의 관계만 한정하여 해석할 때) r 이 0.2보다 작을 경우 관계가 거의 없고, 0.2에서 0.4사이를 낮은 상관관계라 부르고, 0.4에서 0.7사이를 비교적 높은 상관관계, 0.7부터 0.9사이를 높은 상관관계, 0.9 이상을 매우 높은 상관관계라 한다. 상관관계가 높은 변수는 변수 간 다중공선성이 있을 가능성이 크므로 이에 주의하여 살펴봐야 한다.

출산장려금의 효과를 분석하고자 하는 본 연구의 종속변수는 총 8개로, 합계출산율, 총 출생아 수, 첫째아이 보통출산율, 둘째아이 보통출산율, 셋째아이 보통출산율, 출산담당 연령층 전입자 수, 출산담당 연령층의 순이동자 수, 유아의 전출자 수이다. 독립변수는 4개로 출산장려금 총합(가중합)과 첫째아이 출산장려금액, 둘째아이 출산장려금액, 셋째아이 출산장려금액이다. 통제변수는 10개로 조혼인율, 조이혼율, 고령인구비율, 가임여성 수, 인구증가율, 재정자주도, 재정자립도, 지가변동률, 유아 천명당 보육시설 수, 도시화율이 있다.

결과를 살펴보면, 종속변수인 합계출산율과 첫째아이, 둘째아이, 셋째아이 보통출산율이, 출산담당 연령층의 전입자 수와 순이동자 수가 높은 상관관계가 나타나지만, 각각 분석의 대상이기 때문에 이들 간의 높은 상관관계는 문제가 없는 것으로 보인다.

1: 합계출산율	12: 셋째아이 출산장려금
2: 총 출생아 수	13: 조혼인율
3: 첫째아이 보통출산율	14: 조이혼율
4: 둘째아이 보통출산율	15: 고령인구비율
5: 셋째아이 보통출산율	16: 가임여성 수
6: 출산담당 연령층 전입자 수	17: 인구증가율
7: 출산담당 연령층 순이동자 수	18: 재정자립도
8: 유아 전출자 수	19: 재정자주도
9: 출산장려금 가중합	20: 지가변동률
10: 첫째아이 출산장려금	21: 유아천명 당 보육시설 수
11: 둘째아이 출산장려금	22: 도시화율

[표 24.] 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
1	1.0 000																					
2	-0. 216 2	1.0 000																				
3	0.0 428	0.1 584	1.0 000																			
4	0.8 384	0.0 056	0.9 428	1.0 000																		
5	0.7 906	-0. 433 8	0.6 160	0.5 647	1.0 000																	
6	-0. 334 3	0.9 352	0.1 125	-0. 113 1	-0. 504 7	1.0 000																
7	-0. 320 4	0.9 216	0.1 067	-0. 098 7	-0. 490 9	0.9 968	1.0 000															
8	-0. 264 7	0.9 613	0.1 389	-0. 049 1	-0. 453 9	0.9 689	0.9 536	1.0 000														
9	0.3	-0.	0.0	0.1	0.3	-0.	-0.	-0.	1.0													

	472	335 3	809	616	870	339 5	335 1	326 0	000											
10	0.3 655	-0. 268 1	0.0 081	0.1 927	0.3 481	-0. 277 0	-0. 272 3	-0. 269 6	0.7 518	1.0 000										
11	0.3 399	-0. 341 8	0.0 123	0.1 735	0.3 790	-0. 354 2	-0. 350 1	-0. 348 0	0.8 652	0.7 566	1.0 000									
12	0.2 491	-0. 274 0	0.1 384	0.0 980	0.3 065	-0. 304 3	-0. 300 6	-0. 290 9	0.9 029	0.4 740	0.6 198	1.0 000								
13	-0. 033 7	0.5 486	0.0 448	0.2 743	-0. 312 2	0.5 460	0.5 493	0.5 266	-0. 368 6	-0. 350 8	-0. 423 4	-0. 350 7	1.0 000							
14	-0. 047 7	0.1 261	-0. 002 4	0.1 249	-0. 102 3	0.1 167	0.1 191	0.1 451	-0. 213 1	-0. 235 0	-0. 276 9	-0. 172 4	0.4 040	1.0 000						
15	0.3 306	-0. 669 4	-0. 066 2	0.0 020	0.5 757	-0. 639 5	-0. 629 7	-0. 652 7	0.4 982	0.4 618	0.5 380	0.4 452	-0. 742 1	-0. 383 2	1.0 000					
16	-0. 337 8	0.9 370	-0. 062 5	-0. 142 3	-0. 518 4	0.9 475	0.9 296	0.9 528	-0. 350 9	-0. 283 9	-0. 349 4	-0. 320 3	0.4 801	0.0 870	-0. 639 8	1.0 000				
17	0.1 954	0.2 636	0.0 322	0.3 346	0.0 081	0.2 473	0.2 707	0.2 329	-0. 107	-0. 101	-0. 140	-0. 066	0.4 153	0.2 173	-0. 309	0.1 862	1.0 000			

									7	4	0	2			9								
18	-0. 285 4	0.7 032	0.0 604	0.0 078	-0. 492 0	0.7 176	0.7 174	0.6 959	-0. 357 2	-0. 325 1	-0. 372 8	-0. 298 7	0.6 453	0.2 590	-0. 688 3	0.6 817	0.3 412	1.0 000					
19	-0. 022 9	0.2 059	0.0 296	0.0 784	-0. 095 3	0.2 511	0.2 593	0.2 322	-0. 038 4	-0. 034 5	-0. 061 8	-0. 068 3	0.2 794	0.1 500	-0. 105 7	0.1 694	0.1 529	0.5 142	1.0 000				
20	0.1 817	0.2 603	0.0 308	0.3 220	-0. 000 7	0.2 395	0.2 618	0.2 244	-0. 103 4	-0. 102 9	-0. 143 2	-0. 069 6	0.3 994	0.2 118	-0. 298 6	0.1 773	0.9 889	0.3 465	0.1 581	1.0 000			
21	-0. 049 4	0.2 599	0.0 273	0.0 110	-0. 110 5	0.1 833	0.1 768	0.2 129	-0. 110 6	-0. 197 6	-0. 118 0	-0. 037 1	0.0 357	0.1 670	-0. 184 3	0.2 554	0.1 324	0.1 908	0.0 225	0.1 326	1.0 000		
22	-0. 514 5	0.5 317	0.0 676	-0. 261 4	-0. 641 7	0.5 872	0.5 696	0.5 505	-0. 374 2	-0. 335 4	-0. 367 0	-0. 295 5	0.4 827	0.1 889	-0. 693 0	0.5 898	0.0 469	0.5 619	-0. 059 8	0.0 561	0.1 262	1.0 000	

제 3절 실증분석 결과

1. 출산장려금과 합계출산율 간의 관계

1) 출산장려금 단순합과 합계출산율

지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 단순 총합이 합계출산율을 상승시키는 유인으로 작동하는지 분석하였다. 회임기간을 고려한 독립변수와 종속변수의 시차를 1년으로 고려했을 때, 출산장려금(단순합)의 효과를 보여주는 회귀계수가 고정효과모형⁶⁾에서 합계출산율 상승⁷⁾으로 나타났다. 계수 값은 0.0000056으로 출산장려금의 단순합이 한 단위(천 원) 증가할수록 합계출산율이 0.0000056명 상승했음을 의미한다.

시차를 2년까지 고려한 경우에도 출산장려금 단순합이 합계출산율을 증가⁸⁾시켰다. 하우스만 검정 결과 p-값이 0.000이므로, 1% 유의수준에서 고정효과모형을 채택하였고, 출산장려금의 단순합이 한 단위(천 원) 증가할수록 합계출산율이 0.0000033명 증가하였다.

이 외 통제변수들이 합계출산율에 미치는 영향을 살펴보면 1년의 시차가 있을 경우, 고정효과모형(5% 유의수준)에서 도시화율이 높을수록, 고령인구비율이 높을수록, 지역 내 가임여성 수가 많을수록, 재정자주도가 낮을수록, 조혼인율이 높을수록 합계출산율이 증가하였다. 우리나라 출산의 대부분은 유배우 출산으로 구성(이철희, 2012; 변용찬 외, 2010)되어 있기 때문에 조혼인율의 상승과 가임여성 수의 증가는 합계출산율을 증가시키는 유인이라는 선행연구 결과를 확인할 수 있다. 선행연구와 반대

6) 고정효과모형과 확률효과모형 중 더 적합한 모형을 판단하기 위해 하우스만 검정을 실시하였고, p-값(0.000)이 0.01이하로 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다. 따라서 확률효과모형의 추정량은 일치추정량이 아니며, 고정효과모형을 선택하는 것이 적절하다고 판단하여 고정효과모형을 중심으로 해석하였다.

7) Hausman(t-1) : $\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 131.11$
Prob>chi2 = 0.0000

8) Hausman(t-2) : $\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 76.24$
Prob>chi2 = 0.0000

의 결과를 가져온 조이혼율과 합계출산율의 관계에 대해서는 후속 연구가 필요하다. 변용찬 외(2010)의 연구를 바탕으로 미약하게나마 둘의 관계를 고민해보면, 이혼을 한 경우가 유배우자가 있는 경우에 비해 기대출생아 수를 감소시키지만, 출산자체가 중단된 것이 아니다. 때문에 가부장적 가족문화를 받아들이기 거부하여 이혼을 하는 경우 이혼이 증가하더라도 합계출산율이 증가할 수 있다고 생각된다, 재정자주도 변수의 경우, 재정자주도가 낮은 시·군·구에서 높은 출산장려금을 지급하는 경우가 많아서 이와 같은 결과가 나타났다. 도시화율의 상승은 도시지역 내 인구의 집중을 의미하여, 생활비용 상승을 불러일으키기 때문에 출산율을 하락시키는 것으로 생각된다. 주목할 점은 고령인구비율의 증가가 합계출산율을 상승시킨 점이다. 최상준 외(2013)에 의하면, 이는 여성의 사회진출로 인한 맞벌이 부부의 증가와 핵가족화로 출산과 양육이 부부 구성원 내에서 해결되지 않고, 조부모의 참여를 요구하기 때문이다. 따라서 가족구조가 결혼한 부부와 그들의 부모가 같이 사는 경우 합계출산율이 유의미한 정의 효과가 나타났다.

2년의 시차가 있을 경우, 5% 유의수준에서 도시화율이 낮을수록, 재정자립도가 높을수록 합계출산율이 상승하였다. 재정자립도 변수의 경우, 출산장려금의 재원이 지방 자주재원(지방세와 세외수입)에 의존하므로, 재정자립도가 높아야 지속적인 공공서비스 제공이 가능하기 때문에 합계출산율에 긍정적인 영향을 미쳤을 것이다.

가설 1-1를 검정한 결과, 모든 기간 (1년과 2년의 시차) 내에서 지방자치단체가 제공하는 출산장려금의 단순합이 증가할수록 합계출산율은 통계적으로 유의미하게 상승하였다. 독립변수와 종속변수 간 1년의 차이가 존재할 때, 합계출산율이 0.0000056명 증가하는데 반해 2년의 차이가 존재할 때는 0.0000033명으로 효과의 크기가 감소하였다. 이는 처음 제시된 정보나 인상이 나중에 제시된 정보보다 기억에 훨씬 더 큰 영향을 주어 개인의 의사결정이나 판단에 영향을 미치는 심리가 작용한 것이라 생각된다. 출산장려금 또한 정책 시행 초기 정책 수혜자들에게 초두현상이

작동하여 시간이 지남에 따라 정책의 효과가 감소하고, 1년 차에 더 큰 효과가 발생한 것으로 여겨진다.

[표 25.] 합계출산율 효과분석

변수	고정효과모형 (t-1)	고정효과모형 (t-2)
출산장려금 단순합	0.0000056*** (0.000)	0.0000033*** (0.006)
도시화율	0.0009577** (0.029)	-0.0013526*** (0.002)
인구증가율	0.0033567 (0.700)	0.0045606 (0.596)
고령인구비율	0.0170757*** (0.000)	0.0021189 (0.474)
가임여성 수	0.00000171*** (0.008)	-0.0000013* (0.065)
지가변동률	0.0071473 (0.409)	0.0045683 (0.593)
재정자립도	0.0014252 (0.097)	0.0019039** (0.035)
재정자주도	-0.0026763*** (0.000)	-0.0010269 (0.192)
유아 천명 당 보육시설 수	-0.0021625 (0.083)	-0.0018842 (0.159)
조혼인율	0.0595526*** (0.000)	0.0072925 (0.227)
조이혼율	0.0202955* (0.088)	-0.0130551 (0.290)
상수	0.6677771*** (0.000)	1.453255*** (0.000)
R-sq: within	0.1783	0.0512
R-sq: between	0.0334	0.3402
R-sq: overall	0.0073	0.2963
Number of obs	2101	1889
Number of groups	213	213
F	37.02***	8.17***

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

2) 출산장려금 가중합과 합계출산율

지방자치단체가 지급하는 출생 순위별 출산장려금액에 출생순위별 비율을 곱하여 계산한 출산장려금의 가중 총합이 합계출산율에 미치는 정책효과를 분석하였다. 출산장려금과 합계출산율의 관계를 설명하는 선행연구에서 지방자치단체별로 지급하는 출산장려금액을 정의할 때, 단순총합과 가중 총합으로 서로 다르게 정의하였고 때문에 효과의 크기가 다르게 나타났다. 본 연구에서는 정책수혜자가 받은 출산장려금액의 합을 부풀리지 않기 위해 출생순위 별 출산장려금액에 출생순위 별 총 출생아수의 비율을 적용한 가중 총합을 적용하겠다. 213개 지방자치단체의 출산장려금 가중합이 합계출산율 상승에 미치는 효과를 추정한 값은 다음과 같다.

1년의 시차가 존재할 경우, 출산장려금 가중합이 합계출산율에 긍정적인 영향⁹⁾을 미쳤다. 이 경우, 출산장려금 가중합이 한 단위(천 원) 증가할수록 합계출산율은 0.0000251명 증가하였다. 같은 기간 출산장려금 단순합이 합계출산율을 0.0000056명 증가시킨 크기에 비해 효과의 크기가 증가하였다.

2년의 시차¹⁰⁾가 존재할 경우, 합계출산율이 0.0000159명 증가하며 이는 1년의 시차가 존재(0.0000251명)할 때보다 감소한 값으로, 시차가 길어질수록 정책 효과가 감소하는 것을 확인할 수 있다. 이는 지방자치단체에서 제공하는 출산장려금액의 차별성이 시간이 지남에 따라 하락하는 것으로 해석할 수 있다. 같은 기간 출산장려금 단순합이 합계출산율에 미치는 영향값(0.0000033명)에 비해서도 추정된 효과가 증가하였다. 이를

9) Hausman(t-1) : $\chi^2(11) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 142.27$
Prob> $\chi^2 = 0.0000$

10) Hausman(t-2) : $\chi^2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 81.33$
Prob> $\chi^2 = 0.0000$

통해 출산장려금이 합계출산율에 미치는 효과를 분석할 때, 금액산정방법이 가중합을 사용하여야 현실성 있는 분석이 가능하고, 이하 연구에서는 출산장려금의 가중합을 사용하도록 하겠다.

이 외 통제변수들이 합계출산율에 미치는 영향을 살펴보면 1년의 시차가 있을 경우, 5% 유의수준에서 도시화율이 높을수록, 고령인구비율이 높을수록, 가임여성 수가 많을수록, 재정자립도가 낮을수록, 조혼인율이 높을수록 합계출산율을 증가시켰다.

2년의 시차가 있을 경우, 도시화율이 낮을수록, 재정자립도가 높을수록 합계출산율이 증가하였다. 이는 앞서 살펴본 출산장려금 단순합 분석에서와 동일한 방향성을 가졌다.

가설 1-2를 검증한 결과, 출산장려금의 가중합이 증가할수록 합계출산율을 통계적으로 유의미하게 상승시키는 것으로 나타났다. 하지만 추정된 효과의 크기가 시간이 지날수록 감소하였고, 출산장려금의 단순합과 같은 경향성이다.

가설 1-1과 1-2의 실증분석 결과를 종합하면, 지방자치단체가 제공하는 출산장려금액을 단순 총합으로 측정할 것인지, 출생 순위별 출생자수의 비율을 반영한 가중 총합으로 정의하는지에 상관없이 모두 합계출산율을 증가시키는 것을 확인할 수 있다.

[표 26.] 합계출산율 효과분석

변수	고정효과모형 (t-1)	고정효과모형 (t-2)
출산장려금 가중합	0.0000251*** (0.000)	0.0000159*** (0.001)
도시화율	0.0009463** (0.031)	-0.0013599*** (0.002)
인구증가율	0.0032918 (0.705)	0.0045448 (0.597)
고령인구비율	0.0163787*** (0.000)	0.0013704 (0.645)
가임여성 수	0.00000168*** (0.009)	-0.00000134* (0.058)
지가변동률	0.0071604 (0.407)	0.0045329 (0.596)
재정자립도	0.0014152* (0.099)	0.0018983** (0.036)
재정자주도	-0.0027105*** (0.000)	-0.0010606 (0.177)
유아 천명 당 보육시설 수	-0.0020136 (0.106)	-0.0017802 (0.183)
조혼인율	0.0594991*** (0.000)	0.0072561 (0.229)
조이혼율	0.0195807* (0.099)	-0.0135096 (0.273)
상수	0.6816577*** (0.000)	1.467576*** (0.000)
R-sq: within	0.1803	0.0529
R-sq: between	0.0305	0.3465
R-sq: overall	0.0060	0.3020
Number of obs	2101	1889
Number of groups	213	213
F	37.54***	8.45***

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

2. 출산장려금과 총 출생아 수 간의 관계

1) 출산장려금 단순합과 총 출생아 수

본 연구는 지방자치단체별로 실시하고 있는 출산장려금 정책이 출산에 미치는 효과를 분석하기 위해 합계출산율과 총 출생아 수까지 살펴보겠다. 합계출산율은 한 여성이 가임기간 동안 낳을 수 있는 평균 자녀의 수를 의미하기 때문에 평균적인 변화만을 나타낸다. 따라서 총 출생아 수를 함께 분석해야 정책 효과를 면밀하게 살필 수 있다.

지방자치단체별로 제공하는 각기 다른 수준의 출산장려금 단순합이 총 출생아 수에 미치는 영향을 분석하기 위해 고정효과모형과 확률효과모형 분석을 모두 실시하였고, 하우스만 검정 결과 p-값이 0.000으로 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 고정효과모형을 중심으로 총 출생아 수 효과를 해석하였다.

총 출생아 수는 1년의 시차¹¹⁾를 적용하였을 때, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 0.0047361명 증가하였다. 2년의 시차¹²⁾를 적용하였을 때도 0.0048358명이 증가하여 1년이라는 시차에도 불구하고 비슷한 수준을 유지하였다.

이외 총 출생아 수에 영향을 미치는 통제변수들을 살펴보면, 5% 유의수준에서 1년의 시차가 있을 경우, 가임여성의 수가 증가할수록, 재정자립도가 높을수록, 조혼인율이 높을수록 총 출생아 수를 증가시켰다. 이에 반해 유아 천 명 당 보육시설 수는 증가할수록 총 출생아 수가 감소하는 부(-)의 효과가 나타난다. 이는 비정상적으로 높은 국·공립 유치원 입학 경쟁률과 입학 추첨에서 실패하여 불안해하는 현실과 대비된다. 저출산 문제 해결을 위한 대표적인 대안인 보육시설 수 증가 노력과도 배치되는 듯 보인다. 이는 우리나라의 출생아 수 감소가 전 세계적으로 가장 빠르

11) Hausman(t-1) : $\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 41.58$

Prob> $\chi^2 = 0.0000$

12) Hausman(t-2) : $\chi^2(10) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 101.80$

Prob> $\chi^2 = 0.0000$

게 진행되고 있기 때문에 유아 천 명 당 보육시설의 설립 속도가 더 느릴 것으로 생각된다. 또, 부모가 출산 단계에서부터 양육시설까지 고려하기보다는 영아 단계에서 유아로 넘어가는 시기에 관심이 증가하기 때문이라고 생각된다. 2년의 시차가 있을 경우, 고령인구비율이 낮을수록, 재정자립도가 높을수록, 유아 천 명 당 보육시설 수가 적을수록 총 출생아 수를 증가시켰다.

가설 2-1을 검정한 결과, 지방자치단체에서 제공하는 출산장려금액의 단순합이 높을수록 총 출생아 수가 통계적으로 유의미하게 증가하는 것으로 나타났다.

[표 27.] 총 출생아 수 효과분석

변수	고정효과모형 (t-1)	고정효과모형 (t-2)
출산장려금 단순합	0.0047361** (0.017)	0.0048358** (0.033)
도시화율	0.0748518 (0.923)	-0.4388297 (0.594)
인구증가율	16.46247 (0.281)	20.65666 (0.202)
고령인구비율	8.44901* (0.067)	-17.28542*** (0.002)
가임여성 수	0.0282989*** (0.000)	0.0151933 (0.000)
지가변동률	13.30412 (0.380)	15.40631 (0.338)
재정자립도	5.200894*** (0.001)	9.446048*** (0.000)
재정자주도	-1.894138 (0.141)	.7385475 (0.617)
유아 천명 당 보육시설 수	-9.358843*** (0.000)	-9.411559*** (0.000)
조혼인율	99.90188***	4.344081

	(0.000)	(0.702)
조이 혼율	-0.310022	12.64532
	(0.988)	(0.586)
상수	-295.2472*	1066.074***
	(0.066)	(0.000)
R-sq: within	0.3798	0.2613
R-sq: between	0.8814	0.8767
R-sq: overall	0.8800	0.8682
Number of obs	2101	1889
Number of groups	213	213
F	104.47***	53.54***

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

2) 출산장려금 가중합과 총 출생아 수

총 출생아 수에 대한 출산장려금 가중 총합의 정책효과를 분석한 결과는 다음과 같다. 하우스만 검정 결과 고정효과모형을 선택하였고, 5%의 유의수준에서 1년의 시차¹³⁾를 고려한 경우, 출산장려금의 가중합이 한 단위(천 원) 증가할 때, 총 출생아 수가 0.0189415명 증가하였다. 2년의 시차¹⁴⁾를 고려한 경우, 출산장려금의 가중합이 한 단위(천 원) 증가할 때, 0.0205865명이 증가하였다.

이 외 총 출생아 수에 영향을 미치는 통제변수를 살펴보면, 1년의 시차를 고려한 경우 가임여성 수가 증가할수록, 재정자립도가 높을수록, 조혼인율이 높을수록, 유아 천 명당 보육시설 수가 적을수록 총 출생아 수가 증가하였다. 2년의 시차를 고려한 경우, 가임 여성 수가 증가할수록, 재정자립도가 높을수록, 유아 천 명당 보육시설 수가 적을수록, 고령인구 비율이 낮을수록 총 출생아 수가 증가하였다.

가설 2-2를 검증한 결과, 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 가

13) Hausman(t-1) : $\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 109.76$
 Prob>chi2 = 0.0000

14) Hausman(t-2) : $\chi^2(11) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 97.81$
 Prob>chi2 = 0.0000

중합이 높을수록 총 출생아 수가 통계적으로 유의미하게 증가하였다. 가설 2-1과 가설 2-2를 종합하면, 출산장려금의 단순합과 가중합 모두 총 출생아 수를 증가시켰다.

[표 28.] 총 출생아 수 효과분석

변수	고정효과모형 (t-1)	고정효과모형 (t-2)
출산장려금 가중합	0.0189415** (0.021)	0.0205865** (0.026)
도시화율	0.0702593 (0.927)	-0.4454342 (0.588)
인구증가율	16.46998 (0.280)	20.6768 (0.201)
고령인구비율	8.404692* (0.071)	-17.67374*** (0.002)
가임여성 수	0.0283031*** (0.000)	0.0151789*** (0.000)
지가변동률	13.32141 (0.380)	15.38846 (0.338)
재정자립도	5.193321*** (0.001)	9.43589*** (0.000)
재정자주도	-1.894458 (0.141)	0.7215453 (0.625)
유아 천명 당 보육시설 수	-9.249236*** (0.000)	-9.287206*** (0.000)
조혼인율	99.92511*** (0.000)	4.318298 (0.703)
조이혼율	-0.8615719 (0.967)	12.04043 (0.604)
상수	-294.4258* (0.067)	1073.811*** (0.000)
R-sq: within	0.3797	0.2615
R-sq: between	0.8814	0.8766
R-sq: overall	0.8799	0.8681
Number of obs	2101	1889

Number of groups	213	213
F	104.43***	53.59***

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

3. 출산장려금과 출생순위 별 보통출산율 간의 관계

1) 출산장려금과 첫째아이 보통출산율

지방자치단체가 지급하는 출산장려금의 효과를 분석하기 위해 합계출산율과 총 출생아 수를 살펴보았다. 출산장려금은 출생 순위별로 지급 여부와 지급 금액이 다르다. 보통 첫째아이보다 출생 순위가 후순위일 경우 더 많은 금액이 제공되도록 설계되어 있다. 이는 출산 경험이 있는 가정을 대상으로 자녀의 수를 늘리기 위한 시도라고 생각된다. 따라서 출생순위 별로 출산장려금이 미치는 효과를 분석하였다.

첫째아이 출산장려금이 첫째아이 보통출산율에 미친 정책 효과는 아래 표와 같다. 1년의 시차¹⁵⁾를 고려한 경우, 하우스만 검정 결과 고정효과모형이 채택되었고, 출산장려금과 첫째아이 보통출산율 간 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 첫째아이에 대해 출산장려금이 정책효과가 없음을 의미한다. 2년의 시차¹⁶⁾를 고려한 경우, 하우스만 검정에 의해 확률효과모형이 적합하다고 판단되었지만, 첫째아이 출산장려금액이 첫째아이 보통출산율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다. 우리나라는 결혼 후 첫 아이 출산에 대한 사회적 압박이 존재하고, 아직까지 대(代)를 이어야 한다는 전통 가부장 문화가 남아있기 때문에 첫째아이의 경우 경제적 영향력이 적을 것이라 생각된다.

15) Hausman(t-1) : $\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 436.61$
 $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$

16) Hausman(t-2) : $\chi^2(10) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 5.32$
 $\text{Prob} > \chi^2 = 0.8690$

가설 3-1을 검증한 결과, 지방자치단체가 지급하는 첫째아이의 출산장려금액은 첫째아이의 보통출산율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

[표 29.] 첫째아이 보통출산율 효과분석

변수	고정효과모형 (t-1)	확률효과모형 (t-2)
첫째아이 출산장려금	0.0010891 (0.816)	0.0024148 (0.711)
도시화율	0.0335187 (0.889)	0.2341465 (0.306)
인구증가율	0.0454736 (0.992)	1.060241 (0.872)
고령인구비율	0.4181618 (0.763)	-1.587238 (0.285)
가임여성 수	-0.0002008 (0.566)	-0.0006613*** (0.002)
지가변동률	0.3165453 (0.947)	-0.680875 (0.917)
재정자립도	0.6092387 (0.196)	1.374709** (0.017)
재정자주도	0.1707769 (0.671)	0.4093101 (0.431)
유아 천명 당 보육시설 수	-0.4661372 (0.498)	-0.262983 (0.765)
조혼인율	0.5936109 (0.847)	-1.898826 (0.663)
조이혼율	-2.99235 (0.645)	-4.119328 (0.648)
상수	29.56581 (0.551)	52.37962 (0.411)
R-sq: within	0.0023	0.0064
R-sq: between	0.0469	0.0439
R-sq: overall	0.0377	0.0355
Number of obs	2092	1883

Number of groups	212	212
F	0.49	
chi2		20.16**

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

2) 출산장려금과 둘째아이 보통출산율

지방자치단체가 제공하는 출생 순위 별 출산장려금이 둘째아이 보통출산율에 미치는 효과는 다음과 같다. 1년의 시차¹⁷⁾를 고려했을 때, 5%의 유의수준에서 둘째아이 출산장려금이 한 단위(천 원) 증가하면 둘째아이 보통출산율은 0.0004297명 증가하였다. 2년의 시차¹⁸⁾를 고려한 경우, 5%의 유의수준에서 둘째아이 출산장려금이 한 단위(천 원) 증가할 때 0.0003658명 증가하는 것으로 나타났다.

이외 둘째아이 보통출산율에 영향을 미치는 통제변수의 경우, 1년의 시차를 고려하면 고령인구비율이 높을수록, 재정자립도가 높을수록, 조혼인율이 높을수록, 조이혼율이 높을수록, 재정자주도가 낮을수록, 유아 천 명당 보육시설 수가 적을수록 둘째아이 보통출산율이 증가하였다. 2년의 시차를 고려한 경우, 도시화율이 낮을수록, 고령인구비율이 높을수록, 재정자립도가 높을수록, 유아 천 명당 보육시설 수가 적을수록, 조혼인율이 높을수록 둘째아이 보통출산율이 증가하였다.

가설 3-2를 검정한 결과, 지방자치단체가 지급하는 둘째아이의 출산장려금액이 높을수록 둘째아이의 보통출산율이 통계적으로 유의미하게 증가하였다. 정책이 등장한 뒤 시간이 지날수록 추정된 효과의 크기는 감소한 것으로 나타났다.

17) Hausman(t-1) : $\chi^2(11) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 235.65$
 Prob> $\chi^2 = 0.0000$

18) Hausman(t-2) : $\chi^2(11) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 153.78$
 Prob> $\chi^2 = 0.0000$

[표 30.] 둘째아이 보통출산율 효과분석

변수	고정효과모형 (t-1)	고정효과모형 (t-2)
둘째아이 출산장려금	0.0004297*** (0.000)	0.0003658*** (0.000)
도시화율	0.0055043 (0.365)	-0.0126315** (0.034)
인구증가율	0.0890331 (0.458)	0.0837049 (0.473)
고령인구비율	0.1977273*** (0.000)	0.1131133*** (0.004)
가임여성 수	0.0000153 (0.083)	-0.0000128 (0.179)
지가변동률	0.0675938 (0.570)	0.0711804 (0.539)
재정자립도	0.0459346*** (0.000)	0.0399856*** (0.001)
재정자주도	-0.0302931*** (0.003)	0.0019238 (0.857)
유아 천명 당 보육시설 수	-0.0987633*** (0.000)	-0.0968015*** (0.000)
조혼인율	0.4067081*** (0.000)	0.2804788*** (0.001)
조이혼율	0.4514881*** (0.006)	-0.2034247 (0.224)
상수	7.735074*** (0.000)	11.8428*** (0.000)
R-sq: within	0.1439	0.1127
R-sq: between	0.0130	0.1485
R-sq: overall	0.0205	0.1381
Number of obs	2082	1872
Number of groups	212	212
F	28.42***	19.04***

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

3) 출산장려금과 셋째아이 보통출산율

지방자치단체가 제공하는 출생 순위 별 출산장려금이 셋째아이 보통출산율에 미치는 효과는 다음과 같다. 1년의 시차¹⁹⁾를 고려했을 때, 5%의 유의수준에서 셋째아이 출산장려금이 한 단위(천 원) 증가할 때, 셋째아이 보통출산율은 0.0000593명 증가하였다. 2년의 시차²⁰⁾를 고려한 경우, 5%의 유의수준에서(고정확률모형) 셋째아이 출산장려금이 한 단위(천 원) 증가할 때 0.0000326명 증가하는 것으로 나타났다. 시차가 증가할수록 추정된 효과의 크기가 미미하게 감소하였다.

이외 셋째아이 보통출산율에 영향을 미치는 통제변수의 경우, 1년의 시차를 고려하면 가임여성 수가 많을수록, 재정자립도가 높을수록, 재정자주도가 낮을수록 셋째아이 보통출산율을 증가하였다. 2년의 시차를 고려하면, 재정자립도가 높을수록, 재정자주도가 낮을수록, 조혼인율이 높을수록 셋째아이 보통출산율이 증가하였다.

가설 3-3를 검정한 결과, 지방자치단체가 지급하는 셋째아이의 출산장려금액이 높을수록 셋째아이의 보통출산율이 통계적으로 유의미하게 증가하였다. 가설 3-1, 3-2, 3-3을 종합하면, 지방자치단체의 출생순위 별 출산장려금은 첫째아이 보통출산율에 영향을 미치지 못하지만 둘째아이와 셋째아이의 보통출산율은 통계적으로 유의미한 정책 효과를 미쳤다.

19) Hausman(t-1) : $\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 197.74$
Prob> $\chi^2 = 0.0000$

20) Hausman(t-2) : $\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 66.27$
Prob> $\chi^2 = 0.0000$

[표 31.] 셋째아이 보통출산을 효과분석

변수	고정효과모형 (t-1)	고정효과모형 (t-2)
셋째아이 출산장려금	0.0000593*** (0.000)	0.0000326*** (0.007)
도시화율	0.0102723*** (0.002)	-0.001428 (0.676)
인구증가율	0.0021239 (0.974)	0.0437697 (0.513)
고령인구비율	0.0212638 (0.279)	-0.0048392 (0.830)
가임여성 수	0.0000108** (0.027)	5.96e-06 (0.278)
지가변동률	0.0386138 (0.558)	0.0103817 (0.876)
재정자립도	0.0217351*** (0.001)	0.0167635** (0.018)
재정자주도	-0.0249769*** (0.000)	-0.0192454*** (0.002)
유아 천명 당 보육시설 수	-0.0033954 (0.722)	-0.0139963 (0.181)
조혼인율	0.0433831 (0.313)	0.170517*** (0.000)
조이혼율	0.0680614 (0.452)	0.0013856 (0.989)
상수	3.657164*** (0.000)	6.320281*** (0.000)
R-sq: within	0.0675	0.0340
R-sq: between	0.4300	0.2386
R-sq: overall	0.3273	0.1637
Number of obs	2082	1872
Number of groups	212	212
F	12.22***	5.27***

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

4. 출산장려금과 출산담당 연령층의 전입자 수의 관계

본 연구는 출산장려금의 효과를 분석하기 위해 다음 세 가지 측면을 검토한다. 하나는 출산율과 출생아 수 측면에서, 다른 하나는 출산담당 연령층(만 20세 ~ 만 49세)의 인구 이동 측면에서, 마지막으로 유아(0세 ~ 5세)의 인구 이동 측면을 분석한다. 지방자치단체 조례에 의해 금액의 크기가 정해지는 출산장려금은 ‘티부모델’에서 언급한 ‘발에 의한 투표’를 불러일으키는 공공서비스로서, 출산장려금 정책의 대상자인 출산담당 연령층의 인구 이동에 미치는 영향의 크기는 다음과 같다.

1년의 시차²¹⁾를 고려한 경우, 5%의 유의수준에서는 출산장려금 가중합(이하 출산장려금)이 출산담당 연령층의 인구 전입에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다. 하지만 10%의 유의수준에서는 출산장려금이 한 단위(천 원) 증가할 때 출산담당 연령층 0.8375502명이 유입되었다. 2년의 시차²²⁾를 고려한 경우, 5%의 유의수준에서 출산장려금이 한 단위(천 원) 증가할 때 출산담당 연령층이 1.245749명 유입되었다.

이외 출산담당 연령층의 전입자 수에 영향을 미치는 통제변수는 1년의 시차를 고려했을 때, 가임여성 수가 증가할수록, 지가변동률이 클수록, 재정자립도가 높을수록, 재정자주도가 높을수록, 조이혼율이 높을수록, 유아 천 명당 보육시설 수가 적을수록 출산담당 연령층의 전입자 수가 증가하였다. 본 연구에서 설정한 주 출산 담당 연령층은 만 20세에서 만 49세로, 인간의 생애에서 가장 활발한 활동이 일어나기 때문에 이 연령층의 지역 이주 원인은 매우 다양할 것이다. 출산뿐만 아니라 구직, 결혼, 학업으로 인한 지역 이동이 나타나기 때문에 통제변수 해석에 신중해야 한다. 재정자립도와 재정자주도는 지방자치단체가 공공서비스를 지속할 수 있는 근거가 되기 때문에 전입자 수를 증가시킨다. 지가변동률이 커질수록 부동산 투자로 인한 이익을 크게 얻을 수 있기 때문에 인구

21) Hausman(t-1) : $\chi^2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 182.82$
Prob> $\chi^2 = 0.0000$

22) Hausman(t-2) : $\chi^2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 276.20$
Prob> $\chi^2 = 0.0000$

유입이 활발할 것이라 생각된다. 2년의 시차에서는 고령인구비율이 낮을수록, 지가변동률이 높을수록, 재정자립도가 높을수록, 재정자주도가 높을수록, 유아 천 명당 보육시설 수가 적을수록, 조이혼율이 높을수록 전입자 수가 증가하였다.

가설 4를 검정한 결과, 지방자치단체가 지급하는 출산장려금이 출산담당 연령층의 전입자 수에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하였다. 단지 2년의 시차를 고려할 때, 지방자치단체가 지급하는 출산장려금이 높을수록 출산 담당 연령층의 전입자수는 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤다. 이는 출산장려금으로 인해 ‘발에 의한 투표’가 나타날 가능성이 한정적임을 보여준다.

[표 32.] 출산담당 연령층의 전입자 수 효과분석

변수	고정효과모형 (t-1)	고정효과모형 (t-2)
출산장려금 가중합	0.8375502*	1.245749***
	(0.065)	(0.004)
도시화율	-6.874307	-45.68341
	(0.877)	(0.260)
고령인구비율	-186.0595	-519.0647**
	(0.442)	(0.034)
가임여성 수	0.296488***	0.0448551
	(0.000)	(0.448)
지가변동률	1574.481***	603.2193***
	(0.000)	(0.000)
재정자립도	374.7265***	382.5423***
	(0.000)	(0.000)
재정자주도	697.206***	665.0763***
	(0.000)	(0.000)
유아 천명 당 보육시설 수	-1118.672***	-754.2193***
	(0.000)	(0.000)
조혼인율	17.58393	165.4905

	(0.974)	(0.750)
조이 혼율	8064.116***	7700.916***
	(0.000)	(0.000)
상수	-5605.028	9354.413
	(0.515)	(0.271)
R-sq: within	0.4153	0.3465
R-sq: between	0.8032	0.4540
R-sq: overall	0.7661	0.4206
Number of obs	2304	2095
Number of groups	212	212
F	147.86***	99.32***

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

5. 출산장려금과 출산담당 연령층의 순이동자 수의 관계

출산담당 연령층의 순 이동자 수에 대한 출산장려금의 정책효과를 분석하였다. 자치단체 내로의 전입인구 수가 많더라도 전출인구가 더 크다면 지역의 순 인구는 감소할 것이다. 지방자치단체가 출산장려금이라는 공공서비스를 제공하는 이유가 ‘발에 의한 투표’로 정책수혜자를 특정 지역으로 이동시키는데 있다고 판단하였기에 전입인구 수와 함께 순 이동인구까지 분석하였다.

1년의 시차²³⁾를 고려할 때, 5%의 유의수준에서 출산장려금과 출산담당 연령층의 순이동 인구 사이에는 통계적으로 유의미한 영향이 나타나지 않았다. 전입자 수와 같이 10%의 유의수준에서 출산장려금이 한 단위(천 원) 증가할 때 출산담당 연령층 0.6389751명이 지역으로 순유입되었다. 2년의 시차²⁴⁾를 고려하면, 5%의 유의수준에서 출산장려금이 한 단위(천 원) 증가할 때 출산담당 연령층 1.00183명이 지역으로 순유입되었다.

23) Hausman(t-1) : $\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 152.54$
 Prob>chi2 = 0.0000

24) Hausman(t-2) : $\chi^2(10) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 286.79$
 Prob>chi2 = 0.0000

이외 출산담당 연령층의 순 이동자수에 영향을 미치는 통제변수를 살펴보면, 1년의 시차를 고려할 때, 가임여성 수가 증가할수록, 지가변동률이 클수록, 재정자립도가 높을수록, 재정자주도가 높을수록, 유아 천 명당 보육시설 수가 적을수록, 조이혼율이 높을수록 출산담당 연령층의 순 이동자 수가 증가하였다. 2년의 시차를 고려할 경우, 고령인구비율이 적을수록, 가임여성 수가 적을수록, 지가변동률이 높을수록, 재정자립도가 높을수록, 재정자주도가 높을수록, 유아 천 명당 보육시설 수가 적을수록, 조이혼율이 높을수록 출산 담당 연령층의 순 이동자 수가 증가하였다. 고령인구비율이 높을수록 비(非) 수도권·농촌지역일 가능성이 높기 때문에 인구의 순유입이 적을 것이라 생각된다.

가설 5를 검정한 결과, 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액과 출산담당 연령층의 순 이동자 수 사이에는 통계적으로 유의미한 영향이 나타나지 않았다. 전입자 수의 경우와 같이, 2년의 시차를 고려할 때만 지방자치단체가 지급하는 출산장려금이 높을수록 출산 담당 연령층의 순 이동자 수가 통계적으로 유의미했다.

[표 33.] 출산담당 연령층의 순이동자 수 효과분석

변수	고정효과모형 (t-1)	고정효과모형 (t-2)
출산장려금 가중합	0.6389751*	1.00183***
	(0.078)	(0.004)
도시화율	-1.289907	-34.75846
	(0.971)	(0.289)
고령인구비율	-222.5449	-465.5549**
	(0.249)	(0.019)
가임여성 수	0.081333*	-0.109029**
	(0.082)	(0.022)
지가변동률	1364.307***	414.8818***
	(0.000)	(0.000)
재정자립도	303.2441***	324.3502***

	(0.000)	(0.000)
재정자주도	530.1482***	501.2713***
	(0.000)	(0.000)
유아 천명 당 보육시설 수	-760.3061***	-494.6385***
	(0.000)	(0.000)
조혼인율	-13.80077	65.56118
	(0.974)	(0.876)
조이혼율	5732.069***	5637.666***
	(0.000)	(0.000)
상수	-142.0874	11068.82
	(0.984)	(0.107)
R-sq: within	0.3727	0.2978
R-sq: between	0.5836	0.0023
R-sq: overall	0.5360	0.0082
Number of obs	2293	2085
Number of groups	211	211
F	123.08***	79.06***

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

6. 출산장려금과 유아 전출자 수의 관계

지방자치단체에서 지급하는 출산장려금을 수령한 뒤, 자치단체에서 이탈하는 유아(0세 ~ 5세)의 전출인구 수를 분석하여 출산장려금 먹튀현상을 간접적으로 분석하고자 한다. 출산장려금은 출산 시 일시금으로 받을 수 있는 경우와 일정 기간 동안 분할하여 받을 수 있는 경우가 있다. 두 가지 모두 아이의 출산과 함께 지급이 시작되므로 분석 시 회임기간 등의 시간 차이를 고려하지 않겠다. 각 기초지방자치단체 연령별 전출자 수에 대한 자료에 접근하기 어려운 점이 출산장려금의 정책 효과를 직접적으로 살피는데 어려움을 주고 있다.

출산장려금의 정책 효과는 5%의 유의수준에서 출산장려금이 한 단위(천 원) 증가할수록 유아 전출자 수는 0.0541579명 늘어났다. 아이 한 명

을 출산하면 전국에서 한 번의 출산장려금 혜택이 주어진다. 이에 보호자는 만족할만한 금액을 수령하면 해당 지역을 떠나는 먹튀현상이 있음을 간접적으로 확인할 수 있다. 분할금으로 주어질 경우에는 지역에 체류하는 기간이 조금 더 길어질 뿐 전출이 증가하는 현상이 다시 나타난다.

이 외 유아 전출자 수에 영향을 미치는 통제변수는 고령인구비율이 높을수록, 가임여성 수가 많을수록, 지가변동률이 커질수록, 유아 천명 당 보육시설 수가 많을수록 전출자 수가 줄었고, 재정자립도가 높을수록, 재정자주도가 높을수록, 조이혼율이 높을수록 전출자 수가 증가하였다. 0세에서 5세의 유아의 전출은 보호자의 이동에 의해 발생하므로, 보호자의 직업과 재산 변동과 같은 경제적 요인과 더 나은 보육 환경을 찾아 다른 지역으로 이동하는 교육적 요인으로 설명이 가능하다.

가설 6을 검정한 결과, 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액 높을수록 유아 전출자 수가 통계적으로 유의미하게 증가하는 것으로 나타났다.

[표 34.] 유아 전출자 수 효과분석

변수	고정효과모형
출산장려금 가중합	0.0541579***
	0.002
도시화율	3.212171*
	0.061
고령인구비율	-43.0879***
	0.000
가임여성 수	-0.0097477***
	0.000
지가변동률	-12.30151**
	0.030
재정자립도	26.74613***
	0.000

재정자주도	18.19085***
	0.000
유아 천명 당 보육시설 수	-30.44763***
	0.000
조혼인율	15.84447
	0.443
조이혼율	139.3448***
	0.002
상수	1223.754***
	0.000
R-sq: within	0.3149
R-sq: between	0.0031
R-sq: overall	0.0093
Number of obs	2325
Number of groups	214
F	96.58***

(*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1)

제 6장 결론

제 1절 연구 결과 요약 및 함의

본 연구는 저출산 문제를 해결하기 위해 지방자치단체별로 실시되고 있는 출산장려금 정책이 목적과 취지에 맞는 효과를 보이고 있는지 실증적으로 규명하고자 노력하였다. 출산장려금 정책이 본격적으로 확산되고 시행된 2005년부터 2016년을 연구의 시간적 범위로 설정하였고, 연구 대상은 조례를 제정하여 출산장려금 정책을 실시하고 있는 213개 지방자치단체이다. 즉, 2005년부터 2016년까지 12년간 213개 자치단체 자료를 패널데이터로 구성하여 인구통계학적 요소, 경제적 요소, 사회적 요소를 통제 후 출산장려금의 효과를 분석하였다.

출산장려금은 저출산·고령화로 발생하는 지방자치단체의 인구 손실을 해결하기 위해 지급되는 현금 보조금이다. 본래의 목적은 출산에 따른 경제적 손실을 보전하여 출산율을 높이려는 노력의 일환이지만 현실에서는 지역 내 출산율 제고와 함께 외부로부터의 인구 유입을 기대한 유인책으로 작용하고 있다. 때문에 지방자치단체 간 경쟁이 심화되면서 금액 불균형이 크게 나타나고, 재정적 여건과 맞물려 삶의 여건이 상대적으로 높을 수 있는 시·군·구가 다른 지역보다 출산장려금 혜택을 더 누리는 역진현상(최인덕, 2016)이 나타나기도 한다. 정책의 효과성을 엄밀히 분석하고, 정책 목표에 도달하기 위한 최선의 수단인지를 확인하기 이전에 지방자치단체는 출산장려금을 우선적으로 시행하고 있다.

정책의 효과를 다양한 측면에서 살펴보기 위해 세 가지 연구모형을 설정하였다. 연구모형 1의 결과는 다음과 같다. 2005년부터 2016년 사이에 제주특별자치도와 세종특별자치시를 제외한 전국 지방기초자치단체들이 실시하고 있는 출산장려금의 합(단순합 및 가중합)이 합계출산율 및 총출생아 수에 정(+)의 영향을 미쳤다. 회임기간 등을 고려하여 독립변수와 통제변수를 1년과 2년으로 나누어 후행변수를 설정하였다. 출산장려금 단순합과 가중합 모두 두 기간 내 통계적으로 유의미한 합계출산율과

총 출생아 수의 증가를 나타냈다. 하지만 정의 영향을 미치더라도 계수의 크기가 매우 작은 점에 주목해야 한다. 출산이란 한 명의 생명이 탄생함을 의미하는데 출산장려금이 미치는 영향력은 한 명이 되지 않았다.

출생 순위 별 출산장려금이 출생 순위 별 보통출산율에 미치는 영향은 출생 순위에 따라 다르게 나타났다. 첫째아이의 경우, 첫째아이 출산장려금의 크기에 영향을 받지 않았다. 아직 우리나라는 가정을 부부와 자녀 구성원의 집합으로 이해하는 전통적인 가족문화가 남아있고, 첫째아이에게 지급되는 출산장려금의 자치단체 별 편차가 작기 때문에 경제적 인센티브에 반응하지 않는 것으로 보인다. 이에 반해 둘째아이와 셋째아이의 보통출산율에 대한 출생 순위별 출산장려금은 부부의 자녀 출산에 유의미한 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 합계출산율 및 총 출생아 수에서와 마찬가지로 출산장려금 정책의 크기는 한 명을 넘지 않았다. 이는 좀 더 시급한 공적 문제를 해결하는데 사용해야 할 지방자치단체의 한정된 자원이 출산장려금에 과도하게 투입되고 있는지 살펴야 할 시사점을 제공한다.

연구모델 2는 2005년부터 2016년 사이 제주특별자치도와 세종특별자치시를 제외한 전국 지방기초자치단체들이 실시하고 있는 출산장려금의 합(가중합)이 주 출산연령층인 20대에서 40대 사이(만 20세 ~ 만 49세)의 인구를 이동(전입자, 순이동자)시키는지 살펴보았고, 그 결과 출산장려금이 출산 담당 연령층의 전입과 순이동에는 유의미한 정책효과를 가지고 있지 않았다. 하지만 출산장려금 정책과 인구 이동 간 2년의 시간이 있었을 때, 한정적으로 유의미하게 인구 이동이 발생한 점으로 미루어 주거지와 일터의 이동을 동반하는 인구 이동은 회임기간보다 더 긴 시계를 갖고 결정되는 사항임을 짐작할 수 있다.

본 연구의 연구모델 3은 2005년부터 2016년 사이 제주특별자치도와 세종특별자치시를 제외한 전국 지방기초자치단체들이 실시하고 있는 출산장려금의 합(가중합)이 증가할수록 유아(0세 ~ 5세)의 전출이 유의미하게 늘어났다. 유아 전출의 증가는 인구가 적은 지방자치단체일수록 높은 출산장려금을 부과하는 점을 노려 출산장려금만 제공받은 뒤 지방자치단

체에서 사라지는 현상을 간접적으로 측정할 수 있었다. 2016년 기준 전국에서 합계출산율이 높은 지방자치단체는 전라남도 해남군, 전라남도 영암군과 전라남도 함평군이다. 이 세 지역의 0세에서 5세 영·유아의 1세별 인구추이를 살펴보면 먹튀현상이 실제로 존재함을 확인할 수 있다.

[표 35.] 해남군, 영암군, 함평군 유아 인구 추이

해남군 0세~5세 인구 추이												
	2005 년	2006 년	2007 년	2008 년	2009 년	2010 년	2011 년	2012 년	2013 년	2014 년	2015 년	2016 년
0세	567.5	559.5	573	575	524.5	523	533.5	659.5	797	795.5	809	770
1세	635.5	581	565	577	571.5	517	511	538	644	731	713	722.5
2세	677	620.5	567.5	550.5	565	565.5	521	525.5	534	576.5	620	577
3세	768.5	651.5	605.5	554	530.5	540	543.5	517	519	517.5	530.5	537
4세	900.5	757.5	648.5	605	559	525	530.5	551.5	514	500	506	511
5세	947.5	878	736	635	594	548	520	536	545	508.5	506	506.5

영암군 0세~5세 인구 추이												
	2005 년	2006 년	2007 년	2008 년	2009 년	2010 년	2011 년	2012 년	2013 년	2014 년	2015 년	2016 년
0세	618.5	578	639	667.5	632.5	665.5	697	680.5	650.5	607	580.5	542
1세	717.5	634.5	588	639	658.5	628	659	679	660.5	640	591.5	537.5
2세	734	713.5	617	565	618	633	598.5	626	639.5	618	594.5	534
3세	747	721	688	587.5	547.5	593	606.5	577	592.5	596.5	571.5	541
4세	864	722	681	634.5	544	515.5	561.5	579	548	557	553.5	523
5세	895	841.5	708	653	596.5	511	497	545.5	545.5	503	521	521

함평군 0세~5세 인구 추이												
	2005 년	2006 년	2007 년	2008 년	2009 년	2010 년	2011 년	2012 년	2013 년	2014 년	2015 년	2016 년
0세	259	250.5	252.5	252	244.5	239	240	259	243	220	201.5	186.5
1세	277.5	257	241	260	259	237	232	235	247	231.5	207.5	186
2세	295	269	240.5	228.5	244.5	239	211.5	217	222	229.5	221	204
3세	315	276	249	237.5	225	232.5	229	208	214.5	218.5	223	213.5
4세	354.5	302	263	257.5	224.5	198	214.5	217.5	205	209	213.5	213.5
5세	364	336.5	279.5	254	248	217.5	189.5	204	213.5	204.5	213	217

전라남도 해남군의 경우, 출생일을 기준으로 관내 주민등록지를 두고 실제 거주하면서 자녀를 출산하거나 입양하는 가정을 대상으로, 일시금과 함께 18개월에서 최대 24개월에 분할하여 출산장려금을 지급하고 있다. 때문에 출산장려금이 주어지는 1년 동안은 유아의 인구가 증가하거나 유지되지만 출산장려금 정책이 종료되는 출산 2년 뒤부터 유아 인구 유출이 시작된다. 전라남도 영암군도 해남군과 같이 신생아의 출생일을 기준으로 군내에 주민등록을 두고 거주하는 출산가정을 대상으로 일시금과 함께 15개월의 분할금을 지급한다. 때문에 출산장려금 정책 종료시점이 다가올수록 자치단체에 남겨진 유아인구는 지속적으로 감소한다. 전라남도 함평군은 출생일 기준 1년 전부터 지역 내에 주민등록을 두고 실제 거주하는 출산 부부에게 출생 순위별로 3회에서 5회로 분할하여 출산장려금을 지급한다. 함평군도 출산 2년 뒤부터 유아 인구 전출이 활발하게 나타나고 있다.

다음은 앞서 세웠던 가설의 채택 여부를 표시한 표이다. 이를 종합하면 본 연구의 의의를 다음과 같이 요약할 수 있다. 출산율에 대한 출산장려금의 효과를 놓고 상반된 결론을 내렸던 선행연구들과 비교하였을 때, 2005년부터 2016년 사이 제주특별자치도와 세종특별자치시를 제외한 213개 지방기초자치단체들이 실시하고 있는 출산장려금은 합계출산율과 총 출생아 수를 높이는 정책 효과를 갖지만, 첫째아이에게는 영향을 끼치지 않고, 둘째아이와 셋째아이의 출산율에 미미한 증가를 보인다. 이는 출산장려금 정책을 통해 저출산 문제에 대한 인식 변화를 불러일으켜서 자녀를 출산할 계획이 없던 가임기 여성 및 부부가 아이를 낳는 태도의 변화를 유도하는 것이 아니라, 이미 자녀가 있는 가정을 대상으로 자녀출산의 시간을 앞당기는 유인책으로 작동하고 있음을 실증적으로 밝혔다고 볼 수 있다.

또, 주로 출산을 담당하는 연령층의 인구 이동에 대한 출산장려금의 효과는 나타나지 않았다. 출산장려금은 출산 및 양육에 대한 비용을 직접적으로 감소시키지만, 출산장려금과 ‘발에 의한 투표’가 유의미한 상관관계를 보여주지 못하는 분석 결과에서 경제적 유인에 대한 과대평가를

엿볼 수 있다. 모든 인간의 선택이 비용과 이익의 비교를 통해 결정된다는 합리적 인간관에 대한 고찰이 필요한 이유이다. 정책 설계 시 합리적 인간관에 매몰되면 이론적으로는 흠잡을 곳이 없지만 현실에서는 작동하지 않는 허울 좋은 정책이 생겨난다. 출산장려금 제도가 예상보다 성과를 거두지 못하는 것은 출산장려금 지급 이후 지속적인 지원책이 미미하기 때문(최상준 외, 2013)이다.

마지막으로 유아 전출에 대한 출산장려금의 효과는 유의미한 정(+)의 정책 효과가 나타난다. 높은 출산장려금을 지급하면, 분할 지급되는 기간(최대 2년) 동안 지역 내 유아 인구를 묶어둘 수 있지만, 정책 종료 시점에서 전출이 증가한다. 결국 아이를 낳아 키우는데 적합한 환경을 개발하고, 여성의 일·가정 양립이 가능한 문화를 구축하는데 쓰이거나 지역 내 생산성을 높여 일자리 창출에 투자되어야 할 자치단체의 재정이 새고 있다.

값싼 비용으로 인구를 얻을 수 있는 시대는 지나갔다. 출산장려금 정책만으로는 출산을 늘릴 수도 없고, 인구를 끌어들이는 기제로 이용할 수도 없다. 저출산 문제를 해결하기 위한 진짜 원인을 찾아 이를 고칠 방안을 고민해야 한다. 출산장려금 정책이 예상보다 낮은 성과를 보이는 이유는 출산 기간에만 금전적 지원이 있고 이후 지속적인 지원 정책이 부족하기 때문이라 여겨진다. 최상준 외(2013)에 의하면 일·가정 양립의 어려움, 여성의 취업 단절에 따른 경제적 손실, 높은 교육열과 사교육비 지출이 자녀양육비를 상승시키고 저출산을 초래한다. 지방자치단체는 출산장려금 금액 경쟁에서 벗어나 지역 내에 산재해있는 다양한 행정수요에 대응할 수 있는 기회를 얻는데 이 연구가 기여하였으면 한다.

[표 36.] 가설 채택 여부

가설	채택 여부
1. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액이 높을수록 합계출산율이 증가할 것이다.	O
1-1. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 단순합이 높을수록 합계출산율이 증가할 것이다.	O
1-2. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 가중합이 높을수록 합계출산율이 증가할 것이다.	O
2. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액이 높을수록 총출생아 수가 증가할 것이다.	O
2-1. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액이 높을수록 총출생아 수가 증가할 것이다.	O
2-2. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액의 가중합이 높을수록 총 출생아 수가 증가할 것이다.	O
3. 지방자치단체가 지급하는 출생 순위별 출산장려금액이 높을수록 출생 순위별 보통출산율이 증가할 것이다.	△
3-1. 지방자치단체가 지급하는 첫째아이의 출산장려금액이 높을수록 첫째아이의 보통출산율이 증가할 것이다.	X
3-2. 지방자치단체가 지급하는 둘째아이의 출산장려금액이 높을수록 둘째아이의 보통출산율이 증가할 것이다.	O
3-3. 지방자치단체가 지급하는 셋째아이 이상의 출산장려금액이 높을수록 셋째아이 이상의 보통출산율이 증가할 것이다.	O
4. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액(가중합)이 높을수록 출산을 담당하는 연령대(만 20세 ~ 만 49세)의 전임자 수가 증가할 것이다.	△
5. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액(가중합)이 높을수록 출산을 담당하는 연령대(만 20세 ~ 만 49세)의 순이동자 수가 증가할 것이다.	△

6. 지방자치단체가 지급하는 출산장려금액(가중합)이 높을수록 유아(0세 ~ 5세)의 전출이 줄어들 것이다.	X
---	---

제 2절 연구의 한계 및 향후 과제

본 연구는 한계는 전국 지방자치단체를 대상으로 출산장려금의 효과를 분석하는데 있어 시·군·구별 자치단체가 당면하고 있는 환경적 특성을 반영하지 못했다. 지방자치단체 내에서도 서울시 내 자치단체와 같은 인구밀집지역에서는 저출산을 문제로 인식하지 않지만, 전라남도 해남군의 경우는 지방자치단체의 지위를 잃을 수 있는 인구 부족 상황에서 저출산 극복을 위해 자치단체가 나서서 공립산후조리원을 신설하는 노력을 보이고 있다. 자치단체가 처한 환경적 특성에 따라 출산장려금 정책의 효과성이 달라질 것이라 예상할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 실시하지 못한 시·군·구별 효과분석이 추후에 이뤄지길 바란다.

또 다른 한계는 출산에 영향을 미치는 요인이라고 밝혀진 통제변수가 적절하게 구성되지 못하여 출산율과 인구 이동이라는 두 가지 측면을 동등하게 분석하지 못하고, 출산장려금과 출산율 간의 관계 연구에 더 적합한 설계가 이루어졌다. 기초자치단체를 대상으로 패널데이터를 구축하다보니 통계자료의 미비로 모든 시점과 대상에 꼭 들어맞는 변수를 구하는데 한계가 존재하였기 때문이다. 본 연구에서 상식과 불일치한 결과를 나타난 통제변수에 대해서 후속 연구가 필요하다.

출산장려금이 인구이동에 미치는 영향력을 분석하는데 있어 가임여성 전체를 대상으로 하여 현실적인 영향력 분석에 한계가 나타났다. 가임여성 중에서 출산에 보다 민감한 여성 그룹과 그렇지 않는 그룹을 구분하거나 5년 또는 10년 단위의 연령 구분에 따른 분석이 이루어졌다면 이동성을 세밀하게 관찰할 수 있으리라 생각한다.

마지막으로 저출산을 극복하기 위한 다양한 출산장려정책 중 현금지원

사업인 출산장려금에만 초점을 맞추다보니 일·가정 양립 지원이나 양육 환경 개선과 같은 다양한 저출산 문제 해결 대안을 비교할 수 있는 기회를 갖지 못하였다. 이에 대하여 개별적인 정책 평가를 넘어, 출산장려정책 전반을 체계적으로 종합하려는 끊임없는 노력이루어지길 바란다.

참 고 문 헌

[단행본]

남궁근. (2010). 행정조사방법론. 서울: 법문사

민인식, 최필선. (2012). STATA 기초통계와 회귀분석. 서울: 한국 STATA학회

민인식, 최필선. (2012). STATA 패널데이터분석. 서울: 한국 STATA학회

앨버트 O.허쉬만. 강명구 역. (2005). 떠날 것인가 남을 것인가. 서울:나남

이승종. (2014). 지방자치론-정치와 정책. 서울: 박영사

임승민. (2005). 지방자치론. 서울:법문사

정정길 외. (2015). 정책학원론. 서울: 대명출판사

정운찬, 김영식. (2010). 거시경제론. 서울: 율곡출판사

조병구, 조운영, 김정호. (2007). 출산 지원 정책 의 타당성 및 지원 효과 분석. KDI.

변용찬, 김동희, 이송희. (2010). 결혼행태 변화와 출산율의 상관성 연구. 한국보건사회연구원.

이삼식, 이지혜. (2014). 초저출산현상 지속의 원인과 정책과제. 한국보건사회연구원.

[국내 논문]

김나영. (2014). 초저출산 농촌지역의 자녀필요성 결정 요인 분석: 청도군 기혼여성 사례. 농촌경제, 37(3), 125-144.

김민곤, 천지은. (2016). 저출산 정책으로써 출산장려금의 정책 효과성 연구: 서울 25개 자치구들을 중심으로. 중앙대학교 국가정책연구소, <국가정책연구> 30권2호. 163-190.

김석태. (2016). 지방자치의 이념형 모색. 지방정부연구, 20(1), 403-425.

김일옥, 왕희정, 정구철, 최소영. (2011). 출산장려 정책과 근로시간이 기혼여성의 둘째 아 출산의도에 미치는 영향. 한국인구학, 34(3), 139-155.

김현아. (2008). 지역 간 인구이동과 재정정책. 응용경제. 10(2). 75-103.

남궁윤영, 안승재. (2016). 지방자치단체 출산장려정책이 출산율에 미치는 영향. 한국행정학회 학술발표논문집, 2027-2036.

박창우, 송헌재. (2014). 출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향 추정. 한국응용경제학회, <응용경제> 16권1호, 5-34.

민연경, 이명석. (2013). 지방자치단체 특성이 출산율에 미치는 영향에 관한 연구. GRI 연구논총, 15(3), 365-386.

박고운, 박병현. (2007). 지방자치단체의 사회복지재정에 영향을 미치는 요인. 사회복지정책. 31. 423-451.

박창우, 송헌재. (2014). 출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향 추정. 응용경제, 16(1), 5-34.

석호원. (2011). 출산장려금 정책의 효과성에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로. 한국지방행정연구원, <지방행정연구> 25권2호. 143-180.

송헌재. (2012). 노동패널 자료를 이용한 우리나라 가구의 출산결정요인 분석. 응용경제, 14(3), 51-78.

송헌재, 김현아. (2014). 출산장려금과 지역 간 인구이동. 한국응용경제학회, <응용경제> 16권3호. 165-199.

송헌재, 김지영. (2013). 출산장려금이 기혼여성의 출산의향에 미치는 영향. 한국재정정책학회, <재정정책논집> 15권1호. 3-27.

신효영, 방은령. (2008). 지방자치단체의 출산장려정책 분석-충청남도시, 군을 중심으로. 한국가족복지학, 13(4), 205-227.

신효영, 방은령. (2009). 출산에 영향을 미치는 개인 가치관과 출산장려정책에 대한 사회적 인식. Family and Environment Research, 47(10), 123-136.

이명석, 김근세, 김대건. (2012). 한국 지방자치단체의 출산장려금정책 효과분석. 한국행정연구, 21(3), 149-174.

이석환. (2013). 한국 지방자치단체 출산장려정책의 수평적·수직적 확산.

한국행정학보, 47(3), 329-359.

이석환. (2014). 한국 지방자치단체 출산장려정책의 효과 평가. 한국지방자치학회보, 26(1), 23-51.

이성용. (2009). 출산순위별 출산증가 요인 분석. 한국인구학, 32(1), 51-70.

이시원, 김영기, 이성진. (2006). 우리나라 지방자치단체의 출산감소요인에 관한 연구. 한국행정논집, 18(1), 83-104.

이인숙, 김상호. (2004). 경남의 출산장려 방안. 정책포커스 정책자문, 1-231.

이철희. (2012). 한국의 합계출산율 변화요인 분해. 한국인구학, 35(3), 117-144.

이충환, 신준섭. (2013). 전국 지방자치단체 출산장려정책 현황과 출산율에 미치는 영향력 분석. 한국지방행정연구원, <지방행정연구> 27권1호. 97-124.

임상규. (2007). 출산장려정책의 경제적 도구 선택을 위한 효과성 비교 연구. 한국행정학회 하계학술발표논문집, 2007(단일호), 1-16.

정성호. (2009). 저출산의 사회경제적 요인과 향후과제. 사회과학연구, 48(2), 1-22.

장승희. (2014). 한국의 저출산 요인과 복지정책에 관한 연구. 사회복지경영연구, 1(2), 1-21.

정인환, 김택. (2010). 한국 저출산·고령화 사회의 가치관 정립과 지방정부 정책연구. 도시행정학보, 23(3), 3-29.

조일형, 권기현, 서인석. (2014). 정책학습이 정책확산에 미치는 영향에 관한 연구-출산장려금 정책을 중심으로. 한국정책학회보, 23(3), 1-26.

주효진, 광경희, 조주연. (2010). 사회·경제적 요인과 정책적 요인이 출산의지에 미치는 영향 분석. 한국공공관리학보, 24(4), 211-228.

최상준, 이명석. (2013). 지방자치단체 저출산 정책의 효과: 광역자치단체 출산·양육 사업을 중심으로. 정책분석평가학회보, 23(1), 93-114.

최인덕. (2016). 시군구별 사회보장사업 급여격차의 실태 및 시사점-출산장려금과 장수수당을 중심으로. 한국지역사회복지학, 58, 57-87.

최정미. (2010). 지방자치단체의 출산장려금이 출생아수 증가율에 미치는 영향. 단국대학교 정책과학연구소, <정책과학연구> 20권1호, 138-161.

허만형, 이정철. (2011). 출산장려금의 정책효과 연구. 한국정책연구, 11(3), 387-411.

홍성호, 유수영, (2012). 세대별 시군구 간 인구이동 결정요인에 관한 실증분석. 서울도시연구. 13(1). 1-19.

[학위논문]

김찬우. (2011). OECD국가의 출산장려정책이 출산율에 미친 영향에 관한 연구. 서울대학교 행정대학원 석사학위

박기영. (2014). 기초지방자치단체의 출산장려정책 결정요인에 관한 연구. 서울: 서울대학교 행정대학원 석사학위

임상빈. (2013). 출산장려금 정책의 효과에 관한 실증적 분석: 충청북도, 서울특별시, 6개 광역시의 출산 순위별 효과. 서울대학교 경제학부 석사학위

[외국문헌 및 논문]

D'Addio, A. C., d'Ercole, M. M. (2005). Trends and determinants of fertility rates.

Drago, R., Sawyer, K., Shreffler, K. M., Warren, D., & Wooden, M. (2009). Did Australia's Baby Bonus Increase the Fertility Rate? (No. wp2009n01). Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, The University of Melbourne.

Ermisch, J. (1988). Econometric analysis of birth rate dynamics in Britain. *The Journal of Human Resources*, 23(4), 563-576.

Gauthier, A. H., & Hatzius, J. (1997). Family benefits and fertility: An econometric analysis. *Population studies*, 51(3), 295-306.

Kalwij, A. (2010). The impact of family policy expenditure on fertility in western Europe. *Demography*, 47(2), 503-519.

Kim, Y. I. (2008). Impact of birth subsidies on fertility: Empirical

study of allowance for newborn children, a pronatal policy. ProQuest.

Laroque, G., Salanié, B. (2004). Fertility and financial incentives in France. CESifo Economic Studies, 50(3), 423–450.

Milligan, K. (2005). Subsidizing the stork: New evidence on tax incentives and fertility. Review of Economics and statistics, 87(3), 539–555.

Petersen, W. (1955). Family subsidies in the Netherlands. Marriage and Family Living, 17(3), 260–266.

Sinclair, S., Boymal, J., & De Silva, A. (2012). A Re Appraisal of the Fertility Response to the Australian Baby Bonus. Economic Record, 88(s1), 78–87.

Sleebos, J. (2003). Low fertility rates in OECD countries. OECD-library.org.

Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. Journal of political economy, 64(5), 416–424.

Tuskan, G. A., Difazio, S., Jansson, S., Bohlmann, J., Grigoriev, I., Hellsten, U., Schein, J. (2006). The genome of black cottonwood, *Populus trichocarpa* (Torr. & Gray). science, 313(5793), 1596–1604.

Vikat, A. (2004). Women's labor force attachment and childbearing in Finland. Demographic Research, 3, 177–212.

Whittington, L. A., Alm, J., & Peters, H. E. (1990). Fertility and the personal exemption: implicit pronatalist policy in the United States. *The American Economic Review*, 80(3), 545-556.

[참고 사이트 및 신문 기사]

국가통계포털 <http://kosis.kr/>

아이사랑 www.childcare.go.kr

자치법규정보시스템 www.elis.go.kr

재정공개정보시스템(지방재정365) lofin.moi.go.kr

OECD DATA <https://data.oecd.org/>

한국경제. '파격' 출산장려금의 함정...해남, 곳간 비고 인구 되레 줄었다.
2016.09.22.

<http://www.hankyung.com/news/app/newsview.php?aid=2016092286351>

한국경제. '유령 인구' 늘리는 지자체들...16개군 교부세 연 100억씩 더
챙겨. 2017.02.09.

<http://www.hankyung.com/news/app/newsview.php?aid=2017020966691>

세계일보. [심층기획] 사라지는 아이들... 출산율 1위 '해남의 역설'.
2017.02.02.

<http://www.segye.com/content/html/2017/02/01/20170201004436.html?OutUrl=naver>

조선일보. 인구 예측 뺑뺑이... 예산 부풀리는 지자체들. 2017.01.10.
http://biz.chosun.com/site/data/html_dir/2017/01/10/2017011000161.html#csidx0b1c2d25a4022faabb2ef18af277a49

중앙일보. [인구 5000만 지키자] '출산 늘려라' 과격 처방... 첫 애만 낳아도 최고 350만원 준다. 2017.01.13.
<http://news.joins.com/article/21116588>

Abstract

Evaluating the Effectiveness of Local Government's Welfare Policy : The Case of Childbirth Grant Program

Mun, So-Yeong

Master of Public Policy

Graduate School of Public Administration

Seoul National University

The purpose of this study is to empirically analyze and examine the effectiveness of local governments' childbirth grant program, a tool adopted in order to incentivize childbirth in response to the problems of low fertility rate and population ageing, on fertility rate and population movement.

Both fixed and random effects models were used to analyze panel data from 213 local governments from 2005 to 2016 with the following as control variables: crude marriage rate, crude divorce rate, the number of fertile women, the percentage of senior citizens, financial independence rate, financial autonomy rate, fluctuation rate of land price, the number of child cares in operation, and urbanization rate.

The results of the analyses are as follows: First, childbirth grant had a statistically significant positive effect on total fertility rate and total number of births. Both figures increased in both the fixed and random effects models of measuring the sum of the incentives provided by local governments (simple sum and weighted sum multiplied by the ratio of births). Second, while the effect of the grant on the birth rate by birth order was not statistically significant for the first child, there was a positive effect on the average birth rate of the second and third child. Third, the public subsidy provided by local governments at different levels did not result in 'voting by foot' as predicted by the Tiebout model. Fourth, incentivizing childbirth with grants inhibited moving out of infants population (0 ~ 5 years old) to different local jurisdictions only for a limited period. Many parents moved into local governments that offer more generous grants before giving birth only to move out after a certain period in search for better environment for raising children or job market.

The above findings suggest that local governments must seek appropriate alternatives in order to prevent unnecessary wasting of government budget and solve the problem of low fertility and population ageing..

Keywords : Local government, Childbirth grant, Total fertility rate, Total Birth, Migration of Population, Tiebout model
Student Number : 2015-24351